



Essais sur les politiques économiques

Brieuc Monfort

► To cite this version:

Brieuc Monfort. Essais sur les politiques économiques. Économie et finance quantitative [q-fin]. EHESS - Paris, 2016. Français. NNT: . tel-01273997

HAL Id: tel-01273997

<https://theses.hal.science/tel-01273997>

Submitted on 15 Feb 2016

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution| 4.0 International License

ECOLE DES HAUTES ETUDES EN SCIENCES SOCIALES

Thèse pour l'obtention du grade de
docteur de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales

Brieuc Monfort

Thèse soutenue le 9 février 2016

Essais sur les politiques économiques

Directeur de thèse:

Sébastien Lechevalier, Maître de conférences à l'EHESS, Président de la
Fondation France-Japon de l'EHESS

Jury:

Daniel Cohen, Directeur du département d'économie de l'ENS, Professeur
l'Ecole d'économie de Paris (PSE), Président du jury

Fabrizio Coricelli, Professeur à l'Ecole d'économie de Paris (PSE) et à
l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, chercheur au CEPR, rapporteur

Laurent Ferrara, Chef du service des Études Macroéconomiques et Synthèses
Internationales de la Banque de France, Professeur à l'Université Paris Ouest
Nanterre, rapporteur

Stéphane Grégoir, Professeur et Doyen de l'Ecole d'économie de Toulouse
(TSE)

Valérie Mignon, Professeur à l'Université Paris Ouest Nanterre

Xavier Ragot, Président de l' Observatoire français des conjonctures
économiques et Professeur à l'Ecole d'économie de Paris (PSE)

Partie 1: Note de Synthèse

Résumé

Cette note de synthèse pour la soutenance d'une thèse sur travaux présente quinze articles écrits entre 2000 et 2015. La moitié des articles présentés ici ont été publiés dans des revues à comité de lecture ou comme chapitres de livre, l'autre moitié a le statut de document de travail ou de miméographe. A deux exceptions près, l'ensemble des travaux a été présenté à des conférences ou à des séminaires.

Le thème principal de la thèse porte sur les politiques macroéconomiques. Mener une "bonne politique économique" suppose de bien comprendre la situation conjoncturelle de l'économie et du coup la nécessité et les objectifs de l'action publique; d'avoir une estimation fiable de l'impact des instruments; et d'avoir sur la base d'un cadre théorique cohérent une idée des effets positifs recherchés mais aussi des effets pervers que peuvent engendrer ces politiques. Les différents travaux présentés ici essayent d'éclairer les décisions de politique économique sur une série d'applications variées.

La diversité des problèmes posés reflète en partie la variété de mon parcours, comme économiste pour le Ministère des finances français (INSEE et Direction du Trésor) à Paris et à Tokyo ou comme économiste au Fonds Monétaire International, à Washington. Je suis actuellement chercheur associé à la Fondation France-Japon de l'EHESS.

Le garant de cette thèse est le professeur Sébastien Lechevalier, maître de conférence à l'EHESS.

Remerciements

Cette thèse porte sur les politiques économiques, mais plus largement aussi sur la pertinence des jugements et des prévisions en économie. Il m'aurait été impossible de prévoir quand j'ai rencontré Sébastien Lechevalier pour la première fois il y a une vingtaine d'année que je serai amené à soutenir sous sa direction une thèse portant en partie sur le Japon et à écrire un livre avec lui (l'écriture d'une fiche de lecture commune sur les quarante-huitards aurait semblé plus probable). Je lui suis infiniment reconnaissant pour son soutien sans faille dans une période de transition depuis deux ans, pour sa direction et ses conseils prodigués dans le travail de rédaction de cette thèse, et pour le travail de réflexion et d'écriture commune.

Je suis aussi très reconnaissant aux membres du jury – Daniel Cohen, Fabrizio Coricelli, Laurent Ferrara, Stéphane Grégoir, Valérie Mignon et Xavier Ragot - pour le temps qu'ils m'ont consacré en acceptant de lire cette thèse et en participant au jury.

J'ai naturellement une dette très importante pour les institutions qui m'ont accueilli au cours de la rédaction de ces travaux, l'INSEE et le CREST, le Fonds Monétaire International, la Direction Générale du Trésor et l'Ambassade de France au Japon, l'Université de Tokyo, et enfin le Centre d'Etudes Avancées Franco-Japonais de l'EHESS. De nombreux collègues au sein de ces différentes équipes ont contribué de manière importante à ces articles, soit par une rédaction commune, soit par des commentaires spécifiques, soit enfin par des discussions plus générales.

Mes remerciements vont aussi à l'ensemble de mes coauteurs avec qui j'ai eu la chance de travailler au sein de ces institutions: Bergljot Barkbu, Pierre-Olivier Beffy, Jean Boissinot, Xavier Bonnet, Matthieu Darracq-Paries, Stéphane Grégoire, Benoît Heitz, François Hild, Clotilde L'Angevin, Sébastien Lechevalier, Christian Mulder, Santiago Peña, et Alejandro Santos. Ces articles doivent aussi naturellement beaucoup aux relecteurs qui ont contribué à améliorer significativement ces travaux, notamment mes superviseurs à l'INSEE et mes chefs de mission successifs au FMI. Chaque article contient aussi des remerciements supplémentaires pour les discutants, trop nombreux pour être cités ici, qui ont aussi contribué à l'amélioration de chaque article. Je remercie aussi Hiroshi Yoshikawa pour m'avoir accueilli pendant un an au sein du département d'économie de l'Université de Tokyo.

Je suis reconnaissant à ma famille, mes parents, ma sœur, et mon oncle Thomas notamment, pour le goût de la discussion intellectuelle dans lesquels j'ai grandi. J'ai aussi bénéficié largement des conseils de mes professeurs successifs à l'ENSAE, l'Ecole Normale Supérieure ou à l'EHESS.

Il ne m'est pas possible de remercier de manière adéquate mon épouse, Chinatsu Takeda, professeur d'université et spécialiste de l'histoire du libéralisme, pour sa patience et son soutien constant. Je l'ai rencontrée au moment de la rédaction du plus ancien de ces articles, et j'ai imprudemment suggéré, régulièrement mais sans constance, que je compléterai sans doute aussi un jour un doctorat. Enfin un dernier remerciement pour Tamaé juste pour être elle-même.

Brieuc Monfort
Tokyo, novembre 2015

Table des matières

1. Introduction	7
2. Outils pour l'analyse des politiques macro-économiques	15
2.1 Les leçons pour l'Europe de l'expérience japonaise (1990-2015): Comment le Japon est sorti de la "décennie perdue"? Que doit faire l'Europe pour ne pas y entrer?	15
2.2 La boîte à outils macroéconomiques : quelles politiques économiques pour une économie ouverte dollarisée comme le Paraguay (1995-2005)?.....	23
2.3 L'apport d'un modèle macroéconomique pour l'analyse des politiques économiques: MZE, un modèle appliqué à la zone euro (1991-2001)	27
3. Politique budgétaire: consolider, relancer et contrôler la dette publique.	31
3.1 Consolider : le Japon peut-il améliorer l'efficacité de ses dépenses publiques ?.....	31
3.2 Relancer: quelle est l'impact des chocs budgétaires en France (1980-2008)?.....	37
3.3 Contrôler la dette publique: quelles sont les raisons de l'augmentation de la dette publique en France (1980-2004)?	41
3.4 Comparer la dette publique entre pays: quelle est vraiment la taille de la dette publique japonaise?.....	45
4. Politique monétaire: mesurer l'inflation et l'impact de la politique monétaire	48
4.1 Premier bilan de la politique monétaire de M. Kuroda: quel est le contenu informationnel des indicateurs d'inflation au Japon (2012-2015)?	48
4.2 Inflation par les coûts ou équation de demande de monnaie: quelles sont les déterminants de l'inflation au Paraguay (1991-2007)?.....	53
4.3 "Il n'y a que le national qui monte et descend": quelles sont les raisons de la persistance de l'inflation à Haïti (1996-2006)?.....	57
5. Economie internationale: surveiller la compétitivité externe, faire face aux chocs internationaux et réguler les flux bancaires mondiaux.	61
5.1 Evaluation du taux de change d'équilibre: le Paraguay doit-il freiner l'appréciation du taux de change (1991-2007)?	61
5.2 Accords de libre-échange et commerce international: quels sont les bénéfices des accords de libre échange pour le Chili (1990-2007)?.....	66
5.3 Cycle économique international: quelle implication pour le décideur de politique économique de la synchronisation des cycles économiques (1970-2003)?	70
5.4 Régulation financière: comment garantir la stabilité du système bancaire sans accentuer la volatilité des flux de capitaux bancaires (1995-1999)?.....	77
5.5 Crises de change: dans quelle mesure une banque centrale peut défendre une parité en augmentant le taux d'intérêt?.....	80
6. Conclusion.....	84
7. Références	89

Tableaux et graphiques

Tableau 1: France, Etats-Unis et Zone euro - Multiplicateurs budgétaires	40
Tableau 2: Japon - Mesures alternatives de l'endettement public japonais	47
Tableau 3: Paraguay - Prédiction et actualisation de modèles du TCER	66
Tableau 4: Chili - Estimation d'équations d'exportations et d'importations.....	69
Tableau 5: Notation souveraine - Déterminants économétriques et spreads	79

*

Graphique 1: Japon, Etats-Unis, Europe - PIB nominal et PIB par tête	16
Graphique 2: Japon - Prévision à un horizon d'un an et erreurs de prévision.....	18
Graphique 3: Japon - Cote de popularité. Inégalités et pauvreté	20
Graphique 4: Japon, Etats-Unis, Europe - Politique monétaire	21
Graphique 5: Japon, Etats-Unis, Europe - Politique budgétaire	22
Graphique 6: Japon - Environnement extérieur des crises de 1990, 1997 et 2008	23
Graphique 7: Paraguay - Croissance du PIB et politique budgétaire	25
Graphique 8: Paraguay - Politique monétaire et contraintes extérieures et bancaires.....	26
Graphique 9: Zone euro - Scénarios variantiels de politique économique	29
Graphique 10: OCDE - Poids des dépenses publiques et des dépenses privées	33
Graphique 11: OCDE - Efficacité des dépenses d'éducation et de santé.....	35
Graphique 12: OCDE - Arbitrage efficacité et équité.....	36
Graphique 13: OCDE - Economies de dépenses liées au gain d'efficacité.....	37
Graphique 14: France - Identification des chocs structurels de finances publiques.....	39
Graphique 15: France - Dynamique de la dette publique	42
Graphique 16: France - Test de soutenabilité et tendances stochastiques du VAR	44
Graphique 17: Japon - Comparaison historique et internationale de la dette publique	45
Graphique 18: Japon, Etats-Unis et Europe - Inflation et cible d'inflation.....	49
Graphique 19: Japon - Inflation hors TVA et indicateurs d'inflation sous-jacente	51
Graphique 20: Japon - Anticipation d'inflation (ménages, économistes, banque centrale)	52
Graphique 21: Paraguay - Inflation et indicateurs d'inflation sous-jacente	54
Graphique 22: Paraguay - Modélisation de la dynamique d'inflation	56
Graphique 23: Haïti - Inflation comparée avec celle d'autres pays.....	58
Graphique 24: Haïti - Demande de monnaie et dollarisation.....	59
Graphique 25: Paraguay - Taux de change effectif réel et solde extérieur courant.....	64
Graphique 26: Chili - Exportations et accords de libre-échange	68
Graphique 27: G7 - Intégration commerciale et financière	71
Graphique 28: G7 hors Japon - Facteurs communs mondiaux pour le PIB.....	73
Graphique 29: G7 hors Japon - Facteurs communs commerciaux et financiers	74
Graphique 30: Notation souveraine - Crise asiatique et crise européenne	78
Graphique 31: Crise de change, fondamentaux et défense avec le taux d'intérêt	82

1. Introduction

Qu'est ce qu'une bonne politique macroéconomique? Un début de réponse devrait identifier des politiques qui donnent une croissance modérée et soutenable, une inflation faible, un chômage bas ou l'absence de crise économique et financière. Deux difficultés se heurtent aux efforts pour fournir une définition plus précise: la réponse dépend parfois d'un cadre théorique qui peut varier d'une personne à l'autre; elle dépend de la confrontation d'une politique donnée avec ses résultats. De fait, la question semble plus complexe aujourd'hui qu'avant la crise économique mondiale qui a commencé en 2008: les différences idéologiques qui semblaient avoir disparu ont resurgi fortement; la crise a été plus forte que prévue et les politiques mises en oeuvre semble-t-il moins efficaces. La crise a ainsi forcé à reconnaître que "les croyances sur la macroéconomie et sur les politiques économiques avaient besoin d'être profondément révisées" (préface d'Olivier Blanchard, in Blanchard, Romer, Spence et Stiglitz, 2012).

Plus simplement parfois, la perception populaire d'une "bonne politique économique" est qu'il s'agit précisément de la politique alternative qui n'a pas été mise en oeuvre... Pour prendre quelques exemples tirés des dix dernières années: la Réserve fédérale américaine n'aurait pas dû maintenir les taux d'intérêt à un niveau trop bas avant le choc Lehman (même si cette politique a pu éviter une expérience de déflation aux Etats-Unis); le Trésor américain n'aurait pas dû laisser la banque Lehman faire faillite (ou au contraire il n'aurait pas dû empêcher la faillite de la banque Bear Sterns); les économies européennes n'auraient pas dû mettre en oeuvre des politiques d'austérité dans un contexte de reprise fragile; au Japon enfin, loin de réduire le risque d'une crise souveraine depuis longtemps différée, la politique dite des "Abénomics" est parfois présentée comme de nature à précipiter cette crise.

Cette note de synthèse pour l'obtention d'une thèse de doctorat sur travaux rassemble une quinzaine d'articles dont le thème commun dominant est la politique économique, qui se décline dans différents domaines d'action publique. Mettre en oeuvre une "bonne politique économique" suppose de bien comprendre la situation conjoncturelle de l'économie et du coup la nécessité et les objectifs de l'action publique, d'avoir une

estimation fiable de l'impact des instruments utilisés et d'avoir sur la base d'un cadre théorique cohérent une idée des effets positifs recherchés mais aussi des effets pervers que peuvent engendrer ces politiques. Dans la préface du manuel *Politique économique* (Bénassy-Quéré, Cœuré, Jacquet, Pisani-Ferry, 2009), Olivier Blanchard définit ainsi l'attitude du "bon macroéconomiste": "se doter d'une base théorique solide, utiliser la théorie pour examiner les données, puis aller et venir autant qu'il le faut entre les deux jusqu'à ce qu'une image cohérente apparaisse". De leur côté, Philippe Askenazy et Daniel Cohen (2008) mettent l'accent autant sur le "dialogue" entre la théorie et les données que sur l'utilité d'un "dialogue fructueux [...] entre les chercheurs et les utilisateurs", notamment les décideurs et présentent une série de contributions qui éclairent les politiques publiques.

A première vue, il pourrait sembler illusoire de vouloir forcer arbitrairement la cohérence des travaux rassemblés dans cette thèse et écrits sur une période de quinze ans. Le lecteur ne trouvera ici ni unité de lieu, ni unité de temps, ni unité d'action. Au cours de cette période, j'ai été successivement économiste à l'Institut National des Statistiques et des Etudes Economiques (INSEE) à Paris, économiste-pays au Fonds Monétaire International (FMI) à Washington, conseiller financier pour la Direction du Trésor à Tokyo, avant de poursuivre depuis deux ans des recherches à Tokyo, d'abord comme visiteur au département d'économie de l'Université de Tokyo, puis comme chercheur associé à la Fondation France-Japon de l'EHESS.

La variété de ce parcours explique la diversité des pays couverts par les travaux rassemblés dans cette thèse, avec un fort accent sur la France et sur le Japon, mais aussi avec de nombreux articles couvrant des pays de l'Amérique latine et des Caraïbes (spécifiquement, le Chili, Haïti et le Paraguay). Elle explique aussi la variété de mes co-auteurs, avec qui j'ai écrit la moitié des travaux rassemblés ici et à qui je suis reconnaissant pour le travail d'écriture commune. La contribution la plus longue de cette thèse, le premier chapitre, porte sur la politique économique au Japon et est co-écrite avec Sébastien Lechevalier, le garant de cette thèse. Les quinze travaux rassemblés ici couvrent en moyenne un peu moins de quarante pages, mais avec une forte variance et des contributions de dix à cent cinquante pages. Dernier facteur de diversité plus

anecdotique enfin, si les articles rassemblés ici sont écrits en français ou en anglais, trois articles sur le Paraguay ont aussi été publiés dans un livre en espagnol édité par Alejandro Santos, un de mes co-auteurs et alors chef de mission sur le Paraguay¹.

Malgré cette diversité, la ligne directrice principale de cette thèse est l'étude des politiques économiques. Cet accent provient en partie des demandes de mes employeurs successifs, que ce soit l'administration française ou une organisation internationale et elle est devenue ensuite un axe de recherche².

La moitié des articles présentés ici ont été publiés dans des revues à comité de lecture ou comme chapitre de livre (cas des trois articles sur le Paraguay). L'autre moitié a le statut de document de travail ou de miméographe, mais, à l'exception de deux documents plus récents, tous ont bénéficié de commentaires extérieurs lors de présentations à des séminaires officiels ou académiques (FMI, CREST, PSE, INSEE, EEA/ESEM, Université de Tokyo, diverses banques centrales) voire aussi de commentaires anonymes avant acceptation comme documents de travail (cas des trois documents de travail du FMI). Les articles rassemblés ici portent uniquement sur des travaux académiques liés à la politique économique: ne sont inclus ni d'autres articles avec un lien plus ténu avec le sujet ou avec une contribution personnelle plus diluée³, ni, assez naturellement, des notes d'analyse opérationnelles assez longues visant à éclairer les politiques économiques⁴.

¹ *Paraguay haciendo frente a la trampa del estancamiento y la inestabilidad*, 2010, Sudameris Bank, Asunción, pour la version espagnole et *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, 2009, FMI, Washington D.C. pour la version anglaise.

² Un conseil usuel donné aux candidats au panel d'entretiens du FMI est de toujours conclure une analyse sur l'implication en termes de politique économique... et de toujours insister sur l'impact budgétaire, "It's Mainly Fiscal", un jeu de mot sur l'acronyme anglais IMF.

³ Spécifiquement Beffy, Deroyon, Fourcade, Grégoir, Laïb et Monfort, 2003, sur l'étude de scénarios alternatifs de réforme des retraites dans un modèle macroéconométrique; et Beffy et Monfort, 2003, sur les effets richesse et l'allocation entre actifs des ménages en France (ou une version plus courte, Beffy, Chataignault, Monfort, Thesmar, 2001, centrée sur la comparaison des effets richesses en France et aux Etats-Unis).

⁴ La méthode repose principalement sur une série de feuilles de tableur avec des paramètres empruntés à d'autres articles. Ces notes aussi ne sont généralement pas publiques. A titre d'illustration, un travail sur les

Au-delà de la politique économique, trois autres éléments de continuité dans mon travail de recherche peuvent être signalés. Selon les articles, ces fils directeurs sont présents à des degrés variables.

(1) Les travaux rassemblés ici sont essentiellement des travaux empiriques. Ils se concentrent donc sur le deuxième volet de la méthode défini plus haut par O. Blanchard, "utiliser la théorie pour examiner les données". La majeure partie des articles utilise des séries temporelles et la moitié des articles utilisent des techniques de cointégration. Cet accent reflète deux influences principales: celle du manuel *Time Series Analysis* de James Hamilton (1994) dont j'ai entrepris la lecture quand j'ai commencé à travailler à l'INSEE; celle de mon premier chef de bureau, Stéphane Grégoir, qui m'en a conseillé la lecture et qui a su en rendre sa compréhension presque intuitive. De fait, la majorité des travaux écrits ensuite pour le FMI utilisent des techniques de cointégration. Pour autant, certains des articles utilisent aussi d'autres techniques économétriques, comme le filtre de Kalman pour analyser un cycle économique mondial, ou des techniques d'enveloppement des données (DEA), pour mesurer l'efficacité des dépenses publiques.

(2) Un deuxième fil directeur porte sur un effort pour analyser, disséquer ou construire des données. Les articles proposent souvent des indicateurs alternatifs ou complémentaires, basés soit sur une analyse statistique détaillée, soit sur la construction de variables d'équilibre dérivées de modèles économiques. Par exemple, deux des articles sur l'inflation sont un travail visant à "tailler, émincer et couper en dés" les données de l'indice des prix à la recherche d'une mesure de l'inflation sous-jacente. La discussion de la politique budgétaire au Japon dans la première partie repose sur un effort pour distinguer les plans de relance annoncés, les mesures nouvelles budgétaires et l'impulsion budgétaire. La discussion de l'endettement au Japon repose aussi sur la construction d'un indicateur d'endettement alternatif, comparable avec celui d'autres économies développées. Ces indicateurs alternatifs sont parfois aussi basés parfois sur des modèles

pénuries d'électricité à Haïti et le divorce entre le point de vue du ministère des finances qui s'inquiète d'une facture élevée de carburant en devises et les ingénieurs de la compagnie parapublique d'électricité qui déplore la faiblesse des volumes de carburant reçus; ou une analyse chiffrée de l'impact de la sortie du nucléaire au Japon.

usuels. De manière traditionnelle, la discussion de la politique budgétaire au Japon ou au Paraguay repose ainsi sur la construction d'indicateurs de déficit structurel, qui exclut l'impact des stabilisateurs automatiques. L'analyse du taux de change au Paraguay repose sur la construction d'un taux de change d'équilibre sur la base de différents modèles économétriques. Enfin, les travaux économétriques sur la zone euro, le Paraguay ou Haïti, reposent aussi un effort préalable de création de données trimestrielles qui n'existaient pas auparavant.

(3) Un troisième fil directeur, plus présent dans les travaux les plus récents et le résultat de la formation reçue au FMI, porte sur la dimension comparative des travaux. Les travaux les plus anciens se contentent généralement de citer, au cours d'une revue de littérature, des travaux portant sur d'autres pays, souvent les Etats-Unis, pour donner une idée de la vraisemblance des résultats obtenus. La dimension de comparaison internationale est beaucoup plus forte dans les travaux les plus récents. Ainsi, le travail sur la mesure de la dette est un effort pour dépasser l'opposition traditionnelle entre mesure *brute* et mesure *nette* de la dette publique au Japon et offre une mesure de la dette publique "au sens de Maastricht", comparable aux statistiques européennes. De même, le travail sur les politiques économiques au Japon consiste en une double comparaison, historique et géographique: en quoi la crise japonaise de 1991 est différente des épisodes de 1997 ou de 2008? En quoi est-elle différente de l'expérience américaine du choc Lehman de 2008 ou du ralentissement actuel en Europe? L'analyse de l'efficacité des dépenses publiques repose sur une comparaison avec les pays qui sont sur la frontière d'efficacité internationale, avec aussi un effort pour présenter des statistiques comparables de dépenses publiques, qui dépassent les différences institutionnelles entre les pays liées à l'organisation des systèmes de santé, de retraite ou d'éducation.

Au-delà de ces fils directeurs, cette thèse est organisée selon la division usuelle des politiques économiques⁵. La première partie rassemble trois travaux synthétiques qui

⁵ Par exemple, le manuel *Politique économique*, 2009, précédemment cité porte - après deux chapitres introductifs - sur la politique budgétaire, la politique monétaire, et l'intégration financière internationale et la politique de change, puis sur la politique de croissance ou l'emploi, deux questions qui sont discutées ici de manière plus générale dans la première partie de cette note de synthèse; comme ce manuel, aucun article

couvrent l'ensemble des politiques économiques. Les deux parties suivantes, avec respectivement quatre et trois articles, sont centrées sur la politique budgétaire et la politique monétaire. La dernière partie, centrée sur l'économie internationale, présente plus de diversité et rassemblent deux articles sur la politique commerciale et la politique de change et trois articles avec un lien un peu plus tenu avec la politique économique, couvrant des questions allant des crises de change, à la transmission des chocs mondiaux ou à l'impact possible de la réglementation financière sur les flux bancaires internationaux.

La première partie rassemble ainsi trois travaux qui couvrent l'ensemble des politiques économiques. Le chapitre initial est une discussion des politiques économiques au Japon depuis la bulle avec un effort pour tirer les leçons possibles pour l'Europe de l'expérience japonaise (Lechevalier et Monfort, 2015). Le second chapitre est une présentation d'une "boîte à outils" traditionnelle pour analyser les politiques économiques et son application à l'économie du Paraguay (Monfort et Santos, 2009). Le troisième chapitre enfin présente la construction d'un modèle macroéconomique pour la zone euro, centrée sur l'analyse conjoncturelle mais avec aussi une modélisation simple de la politique budgétaire et de la politique monétaire (Beffy, Bonnet, Darracq-Pariès, Monfort, 2003).

La deuxième partie rassemble différents articles sur la politique budgétaire et la dette publique. Le premier chapitre s'intéresse à l'efficacité des dépenses publiques dans les pays de l'OCDE et à la possibilité de réaliser des économies budgétaires pour consolider les finances publiques (Monfort, 2015 a). Les deux chapitres suivants portent sur la politique budgétaire en France, l'un avec une estimation des multiplicateurs budgétaires en utilisant un VAR structurel (Monfort, 2009), l'autre avec une analyse des tendances en matière de finances publiques et leur impact sur la dette publique, avec une présentation de tests statistiques de soutenabilité de la dette (Boissinot, L'Angevin, Monfort, 2004). Le

ne porte sur des questions plus microéconomiques (politique de la concurrence, politique industrielle, politique réglementaire par domaine spécifique...). Les deux livres édités par O. Blanchard, D. Romer, J. Stiglitz (et M. Spence pour le livre de 2012, *In the Wake of the Crisis* ou G. Akerlof pour celui de 2014, *What have we learned*) portent sur la politique monétaire, la politique budgétaire, l'intégration / la régulation financière, et, selon les ouvrages, la politique de croissance ou la politique macro-prudentielle.

dernier chapitre enfin part du principe que les indicateurs usuels de dette publique ne sont pas strictement comparables et s'intéresse à la mesure de la dette publique au Japon (Monfort, 2011).

La troisième partie s'intéresse à la politique monétaire et à l'inflation. Le premier chapitre de cette partie porte sur la mesure de l'inflation au Japon et offre une discussion de l'efficacité en matière d'inflation de la politique monétaire menée depuis deux ans (Monfort, 2015 b). Le second chapitre s'intéresse à la mesure de l'inflation au Paraguay mais aussi à ses déterminants, monétaires ou liés aux coûts, dans le cadre d'un modèle VAR (Monfort et Peña, 2009). Le dernier chapitre est l'estimation d'une équation de demande de monnaie à Haïti dans un effort pour comprendre la persistance d'une inflation à deux chiffres (Monfort, 2008).

La dernière partie est axée sur l'économie internationale. Deux chapitres s'intéressent à la compétitivité externe d'une économie, vue principalement sous l'angle du taux de change d'équilibre pour le Paraguay (Barkbu et Monfort, 2009) ou sous celui de la politique commerciale pour le Chili (Monfort, 2008). Les trois derniers chapitres portent sur la mesure de la synchronisation des économies du G7 et les canaux de transmission commerciaux ou financiers des cycles internationaux (Heitz, Hild, Monfort, 2009), sur la réforme de la réglementation financière de Bâle I et son impact sur les flux de capitaux vers les pays émergents (Monfort et Mulder, 2000) et enfin sur les attaques spéculatives dans les crises de change (Monfort, 2004).

Par rapport aux articles initiaux, la note de synthèse présente deux changements principaux. (1) Le travail de rédaction de cette note de synthèse a été l'occasion de revisiter l'actualité des certains des travaux les plus anciens ainsi que la pertinence - ou non - des analyses. Pour cette raison, la note inclut de manière succincte une discussion des développements ou des analyses postérieurs à la rédaction des articles. (2) De plus, dans un souci de cohérence et de continuité pour le lecteur, un effort est fait pour approfondir l'implication en matière de politique économique de chaque article, même si ce thème était davantage en arrière plan dans l'article initial.

La note de synthèse est centrée sur l'originalité des problématiques posées par chaque article, la méthode mise en oeuvre pour la recherche et la discussion des résultats trouvés.

Le lecteur est invité à se reporter aux articles mêmes pour les détails méthodologiques. L'ensemble des publications est rassemblé dans un document séparé complémentaire à la note de synthèse.

2. Outils pour l'analyse des politiques macro-économiques

Cette première partie rassemble un livre et deux articles qui couvrent l'ensemble des politiques économiques. Le premier travail étudie l'ensemble des politiques économiques au Japon - monétaire, budgétaire et structurelle - depuis vingt-cinq ans en s'intéressant en particulier aux facteurs qui expliquent la persistance du ralentissement économique. Le second travail présente assez littéralement une application de la "boîte à outils macroéconomique" à l'économie du Paraguay, en essayant de relire les politiques économiques menées sur la période récente en tirant par exemple les implications d'une règle de Taylor adaptée à une économie dollarisée ou de la construction d'une série d'impulsions budgétaires. Le troisième travail consiste en la construction d'un modèle macroéconomique sur la zone euro, avec notamment une modélisation simple des politiques monétaire et budgétaire.

2.1 Les leçons pour l'Europe de l'expérience japonaise (1990-2015): Comment le Japon est sorti de la "décennie perdue"? Que doit faire l'Europe pour ne pas y entrer?

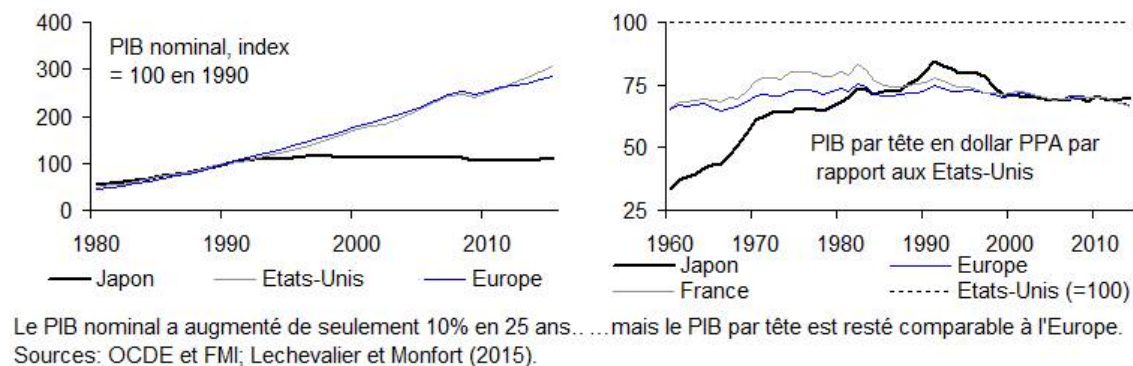
Que s'est-il passé au Japon depuis vingt-cinq ans? Le PIB nominal semble être resté globalement stable, en raison de la déflation, de la contraction et démographique et de la faiblesse de la croissance réelle. Le Japon aurait connu une, deux, deux et demi "décennie(s) perdue(s)". Un commentateur financier invité en avril 2013 sur Bloomberg Radio a salué la nouvelle politique mise en oeuvre par le nouveau gouverneur de la Banque du Japon, Haruhiko Kuroda, sous l'égide du premier ministre Shinzo Abe, comme le premier événement au Japon depuis l'éclatement de la bulle. Un corollaire de cette perception est celle de la "stagnation heureuse", une absence de croissance dans un contexte de chômage faible, qui satisfait les agents économiques.

Dans un travail avec Sébastien Lechevalier⁶ nous remettons en cause cette perception du Japon. Nous nous appuyons naturellement sur les travaux communs menés sur le sujet,

⁶ S. Lechevalier et B. Monfort, 2015 (à paraître), *Une autre politique est-elle possible? Leçons de l'expérience japonaise*, Opuscule du CEPREMAP, Éditions Rue d'Ulm/Presses de l'École normale supérieure, Paris.

notamment son livre, *La grande transformation du capitalisme japonais* (2011), ainsi que sur les trois autres articles que j'ai écrits sur le Japon présentés dans les parties suivantes. Le Japon depuis la bulle est un poste d'observation précieux pour analyser les politiques économiques et l'évolution de la théorie macroéconomiques, ainsi que pour comprendre les échecs et réussites de ces politiques et pour en tirer des leçons pour la crise actuelle.

Le travail s'intéresse à ce que le Japon a mis en oeuvre comme politiques économiques au lendemain de l'éclatement de la bulle en 1990; en quoi la politique économique mise en oeuvre depuis fin 2012 par le premier ministre M. Abe (les "Abénomics") constitue une rupture; et si l'Europe risque de connaître une décennie perdue "à la japonaise". Une question principale qui court sur l'ensemble du travail est de comprendre pourquoi une crise financière finalement classique a pu avoir un impact persistant. Sur cette période, la quasi-stagnation du PIB nominal tend à dramatiser la situation économique du Japon car les revenus par habitant au Japon et en France (en parité de pouvoir d'achat), sont restés quasiment identiques (graphique 1).



Graphique 1: Japon, Etats-Unis, Europe - PIB nominal et PIB par tête

Ce travail se distingue des autres travaux présentés dans cette note de synthèse d'abord par sa longueur, mais aussi par sa méthode. La méthode repose sur une analyse précise des données dans une dimension comparative - une constante des travaux présentés dans cette note de synthèse - ainsi que sur le suivi des débats économiques dans la durée. En particulier, le travail suit pendant vingt-cinq ans une dizaine d'auteurs (six japonais et quatre américains) pour comprendre leur diagnostic de l'économie japonaise ainsi que leurs recommandations en matière de politique économique. Certains de ces auteurs académiques ont aussi été impliqués directement dans l'élaboration des politiques

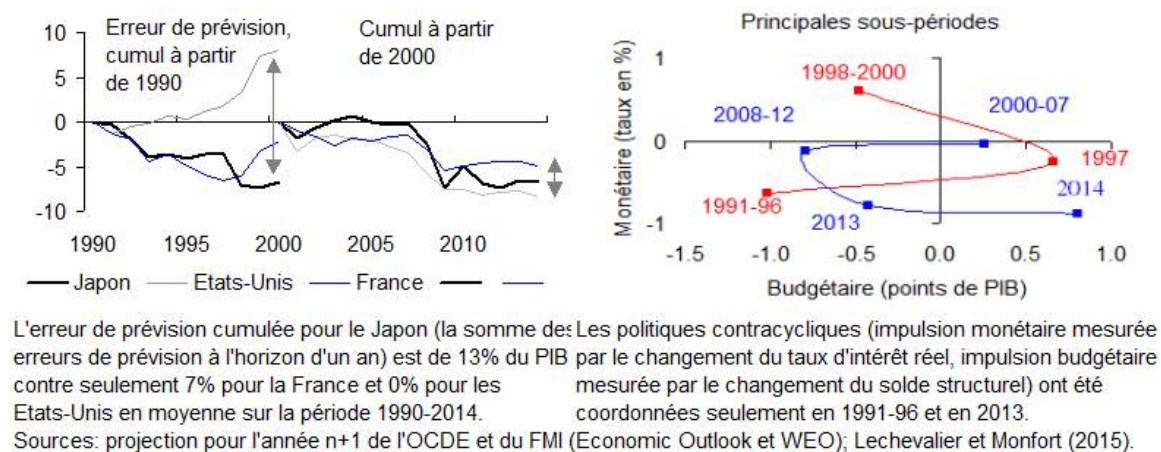
économiques, par exemple comme membre du conseil d'analyse économique (CEFP au Japon), membre du conseil de direction de la banque centrale (BOJ, *Bank of Japan*) ou cadre du ministère des finances (MOF).

Cette méthode présente plusieurs avantages. La variété des auteurs permet de couvrir des opinions parfois contradictoires et de confronter leur jugement aux données. Le suivi des articles contemporains de ces auteurs est un exercice d'humilité, qui nous conduit à limiter le biais de relecture déterministe du passé (*hindsight bias*). L'un des auteurs suivis, T. Hoshi (par exemple Kashyap et Hoshi, 2011) est lui aussi particulièrement attentif à ce biais⁷. Enfin, nous pouvons apprécier les variations des auteurs au cours du temps. Krugman (1998) recommande une politique monétaire active, mais aussi, par prudence une politique budgétaire expansionniste; quinze ans plus tard (Krugman, 2014), il est crédité d'avoir contribué à la décision de reporter de deux ans l'augmentation de la TVA japonaise (appelée taxe à la consommation), pour ne pas affaiblir la reprise. Posen (1998) juge qu'une politique budgétaire Keynésienne n'a pas vraiment été essayée (en écho à une analyse de la Grande dépression aux Etats-Unis) et recommande donc une politique budgétaire active; Posen (2015) par contre juge que la priorité est désormais la consolidation budgétaire. Il est vrai que la dette publique est passée de 117 à 246% du PIB entre les deux livres. Enfin, Hoshi et Kashyap (1999) posent trois conditions pour le Japon sortent de la crise financière - l'apurement des créances douteuses, la restauration des marges ou la fin de la surbanclarisation; dans leur article de 2013, ils jugent que le Japon est sorti de la crise financière, mais seule la première condition est remplie.

Ce travail de relecture des politiques économiques du Japon depuis vingt ans nous permet de tirer un certain nombre de leçons, à la fois sur l'efficacité ou les limites de la politique économique au Japon, mais au-delà sur celles de politiques économiques semblables menées depuis ailleurs dans le monde. Une première leçon concerne l'importance des marges de manœuvre au moment d'une crise, afin de pouvoir donner une réponse qui

⁷ Par exemple, sur la politique monétaire: "Nous ne connaissons aucun analyste crédible qui ait critiqué la Banque du Japon en temps réel d'être trop lente à baisser les taux d'intérêt" ou sur la politique budgétaire, le fait que l'augmentation de la taxe à la consommation en 1997 était une recommandation commune du FMI, de l'OCDE et des économistes.

prenne en compte un risque plus fort que prévu: pour filer une métaphore, une bonne politique n'est peut-être pas une politique sur mesure, mais une politique "une taille au dessus". Les dix premières années après l'éclatement de la bulle financière au Japon ont été marquées par des politiques contra-cycliques actives, mais péchant par excès de confiance dans la reprise économique: le retour de la croissance est supposé restaurer les marges du secteur financier et contribuer à son assainissement; une politique d'assouplissement monétaire en ligne avec une règle de Taylor ou des plans de relance ponctuels doivent soutenir l'activité... De fait, l'ensemble des projections ont fait preuve d'un biais optimiste en terme de croissance. Une étude de la Réserve fédérale de 1999 (Ahearne et al. 1999), qui a joué ensuite un rôle important dans les décisions de politique monétaire aux Etats-Unis au lendemain de l'éclatement de la bulle Internet, montre ainsi que la politique monétaire japonaise a été cohérente avec une règle de Taylor basée sur les prévisions contemporaines de l'ensemble des agents (économistes, secteur privé, officiel...), mais la réalité s'est avérée pire que prévue (graphique 2).



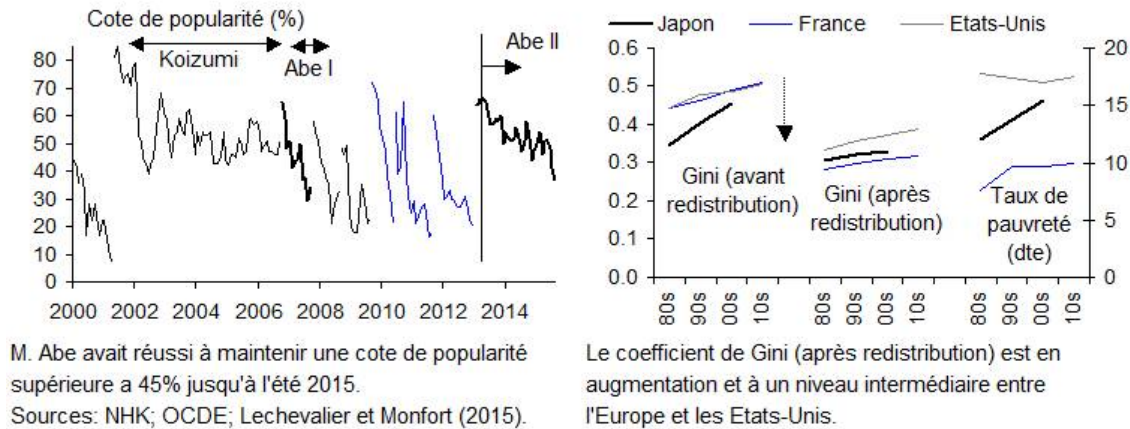
Graphique 2: Japon - Prédiction à un horizon d'un an et erreurs de prévision

Une deuxième leçon porte sur l'articulation des différentes politiques (monétaire, budgétaire, structurelle), l'impossibilité de les définir indépendamment les unes des autres et sur leur calendrier de mise en œuvre. A l'exception du début de la crise des années 1990 puis lors de la première année des Abénomics en 2013, les politiques contra-cycliques ont été souvent conduites de façon non articulées, ce qui s'explique en partie par un problème de coordination entre les différents acteurs en charge de celles-ci

(graphique 2). De même, les choix des réformes structurelles nous semblent devoir être dictés par leur importance macroéconomique, en prenant en considération leur impact, à court ou moyen-terme sur la croissance. L'importance de la cohérence des politiques a été illustrée au delà du Japon après le choc Lehman par le renforcement conjoint de la politique monétaire et de la politique budgétaire (Blanchard, Romer, Spence et Stiglitz, 2012).

Une troisième leçon est que la résolution des problèmes, qui ont conduit à une crise ou qui sont apparus avec celle-ci, prend du temps, ce qui invite à ne pas retarder des décisions potentiellement coûteuses à court-terme, le risque étant, dans le cas contraire, de favoriser un développement endogène de la crise. La résolution du problème bancaire au Japon, étalée sur une quinzaine d'années, en est une illustration. Cette période se divise en sept années avec des réponses partielles à des problèmes ponctuels (situation des coopératives financières agricoles ou banques régionales), puis cinq années de demi-mesures (reconnaissance partielle des prêts non-performants et changement institutionnel à partir de 1997) et enfin trois années pour nettoyer vigoureusement les bilans des banques et consolider leur capital (à partir de 2002).

Une quatrième leçon est que la mise en œuvre de mesures douloureuses nécessite un capital politique. L'analyse *des* politiques (économiques) ne peut se faire sans une prise en compte *de la* politique. L'instabilité politique au Japon au milieu des années 1990 puis de nouveau dix ans plus tard ont incontestablement contribué à retarder la résolution de la crise bancaire ou la mise en œuvre de certaines réformes. D'une certaine manière, les Abénomics sont aussi une stratégie électorale, ce qui a conduit M. Abe à chercher à consolider son soutien électoral en provoquant de nouvelles élections législatives fin 2014 au milieu du mandat législatif normal (graphique 3). La nécessité de conserver son capital politique peut aussi le conduire à la prudence, en cohérence avec la première leçon, mais aussi à prendre du temps, en contradiction avec la troisième leçon. La réforme de l'agriculture, en lien avec les négociations sur l'accord trans-pacifique (TPP), avec un calendrier très étalé sur une dizaine d'années nous paraît ainsi un compromis acceptable.

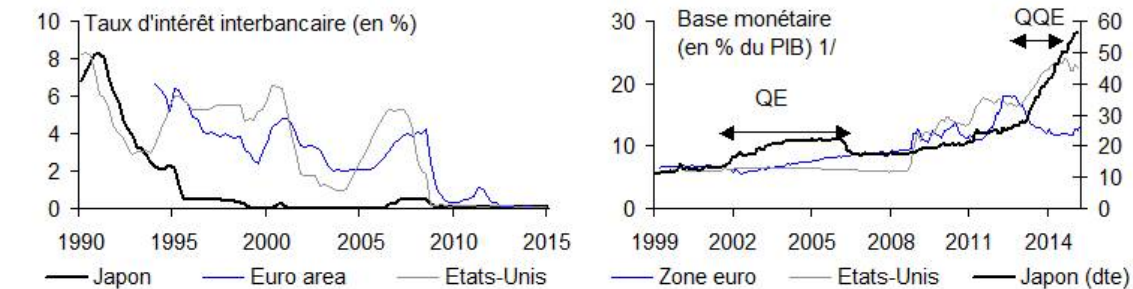


Graphique 3: Japon - Cote de popularité. Inégalités et pauvreté

Une dernière leçon est que ne pas tenir compte des inégalités dans la définition de la politique économique a des conséquences négatives pour la croissance (voir également Spence, 2010, sur ce sujet). Le mythe de la stagnation heureuse au Japon est démenti par la montée des inégalités au cours de la période d'étude (graphique 3). Par exemple, la libéralisation du marché du travail des travailleurs temporaires alors que les entreprises ont maintenu voire renforcé le niveau de protection des travailleurs permanents a eu un impact négatif et a renforcé la dualisation du marché du travail et les inégalités intergénérationnelles.

Au delà de ces leçons sur l'expérience du Japon, dont nous tirons aussi les implications pour l'Europe, notre travail discute aussi spécifiquement les politiques contracycliques. Est-ce qu'une politique monétaire plus active aurait pu éviter l'entrer en déflation? Est-ce que la politique budgétaire a vraiment été inefficace, centrée sur la construction de "ponts vers nul part"? En ce qui concerne la déflation, Bernanke (2000) a dénoncé un cas de "paralysie auto-infligée", une analyse partagée par exemple par Ito (2004), Hoshi (2011), ou Hamada (2004). D'universitaire devenu banquier central, Bernanke a depuis regretté le ton de son attaque contre la banque centrale japonaise et n'a appliqué pour les Etats-Unis qu'une seule des trois recettes qu'il préconisait pour le Japon. Ueda (2012), un universitaire qui a été membre du conseil de politique monétaire de la BOJ au début des années 2000, a un point de vue plus prudent sur l'efficacité des politiques monétaires non conventionnelles au Japon. La déflation est la résultante d'un ensemble de phénomènes conjoncturels et structurels: une baisse des prix lié aux bilans des entreprises et leurs

efforts pour se désendetter, la faiblesse de la demande, occasionnellement l'appréciation du taux de change... Il nous semble cependant qu'une politique monétaire trop prudente a aussi conduit à l'ancrage de la déflation. Jusqu'à l'arrivée du gouverneur Kuroda en 2012, la banque du Japon a souvent été préoccupé moins par la déflation, que par le risque d'inflation ou la dégradation de son propre bilan (graphique 4).



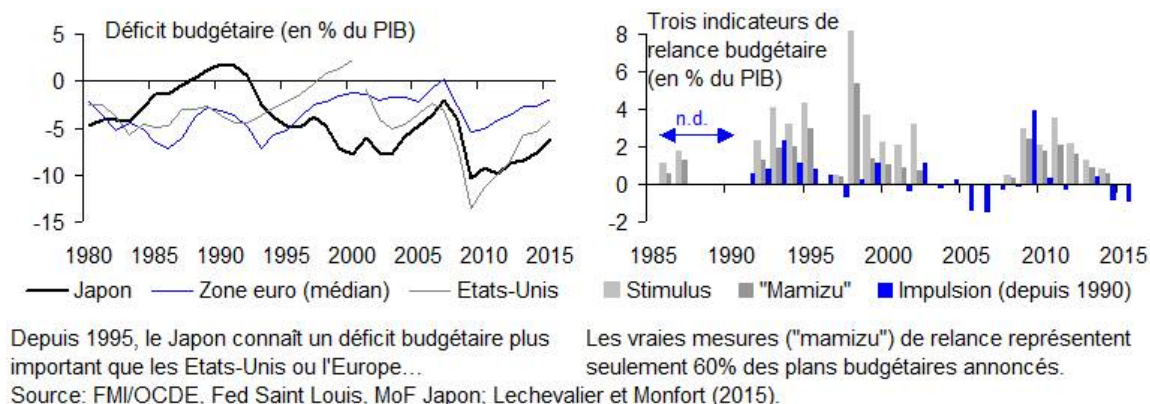
Les taux interbancaires sont inférieurs à 1% depuis 1995 au Japon et depuis 2008 et 2009 aux E-U et en Europe.

La base monétaire en % du PIB a doublé depuis les Abénomics, passant de 28% à 56%. 1/

1/ Le graphique représente la base monétaire en % du PIB: compte tenu de la forte préférence pour la liquidité au Japon, M0 / PIB était en 1999 de 6% du PIB en zone euro et aux Etats-Unis, mais de 12% au Japon, d'où des axes différents (dte pour le Japon, gauche pour la zone euro et les Etats-Unis); un indice en part de PIB a l'inconvénient de faire apparaître comme une expansion monétaire l'impact d'une contraction du PIB (dénominateur). QE: Quantitative Easing (2002-2006). QQE: Quantitative and Qualitative Easing (depuis 2013). Source: OECD; Banque du Japon; Fed; ECB; Lechevalier et Monfort (2015).

Graphique 4: Japon, Etats-Unis, Europe - Politique monétaire

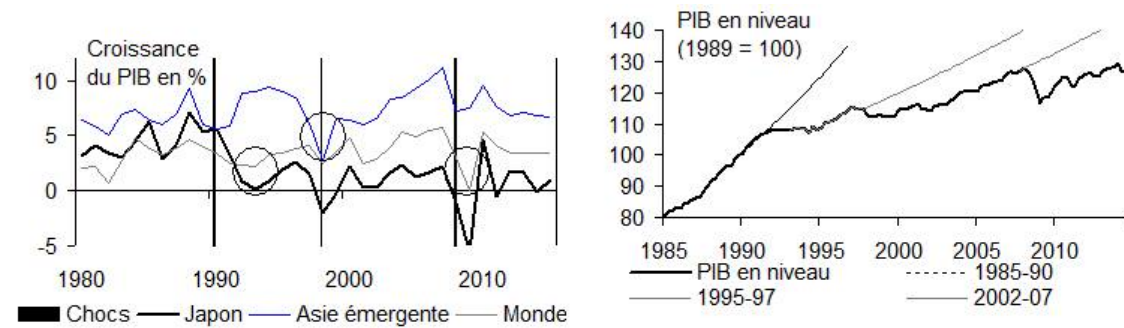
En matière de politique budgétaire, nous discutons l'équilibre que le Japon a essayé de trouver entre consolidation et relance. Les mesures effectives de relance sont souvent beaucoup plus faibles que les mesures annoncées, ce qui a nourri l'impression que la croissance rapide de la dette japonaise vient du cumul de plans de relances inefficaces (graphique 5). L'efficacité des mesures de relance budgétaire a aussi pu être réduit par son absence de coordination avec la politique monétaire. Le Japon s'est aussi efforcé de consolider ses finances publiques, avec une augmentation malheureuse de la taxe à la consommation en 1997 à la veille de la crise asiatique, ou au début des années 2000 sous le premier ministre Koizumi avec une contraction des dépenses. M. Abe a essayé de tirer les leçons du passé en validant une nouvelle augmentation de la taxe à la consommation en 2014 tout en soutenant l'activité avec des mesures de stimulus ou en différant un second volet de hausse d'impôt initialement prévu pour 2015.



Graphique 5: Japon, Etats-Unis, Europe - Politique budgétaire

Un dernier intérêt potentiel de notre travail est d'essayer de tirer des implications pour l'Europe de l'expérience japonaise. Les auteurs japonais suivis dans l'ouvrage ont aussi commenté à partir de 2010 les leçons qu'il tirait de la "décennie perdue" pour l'Europe: la majorité fait une lecture pessimiste de la crise européenne, en insistant sur le fait que la zone euro n'est pas une zone monétaire optimale ou que le processus de décision en Europe comme vingt ans plus tôt au Japon peut conduire à la paralysie⁸. Notre analyse est qu'il y a en fait plusieurs crises japonaises: un choc boursier et immobilier en 1991, une crise bancaire et une contraction du commerce régional en 1997 (graphique 6). Le ralentissement japonais provient aussi d'un épuisement du phénomène de rattrapage.

⁸ L'annexe 4 de l'opuscule discute les points de vue japonais sur l'Europe, généralement publiés sous forme de tribune de presse, ou au détour d'un article sur le Japon. Hoshi et Kashyap (2013) sont à notre connaissance les seuls des auteurs suivis à construire une analyse parallèle du Japon et de l'Europe.



L'éclatement de la bulle en 1990, la crise financière en 1997, ou le choc Lehman de 2008 se font dans des contextes très différents (choc local, choc régional, choc mondial).

Sources: FMI/WEO; Banque mondiale; Lechevalier et Monfort (2015).

L'éclatement de la bulle en 1990 a conduit à une rupture de croissance, la crise financière de 1997 à un gap de 4.5 % de PIB, comblé de moitié au bout de cinq ans.

Graphique 6: Japon - Environnement extérieur des crises de 1990, 1997 et 2008

Au total, l'analyse comparée du Japon à partir de 1990 et de l'Europe à partir de 2007, suggère que les risques et les mécanismes de transmission sont sensiblement différents entre les deux régions: poids de la crise bancaire et faiblesse des créations d'entreprises au Japon, rôle du chômage ou de l'environnement extérieur en Europe. Selon notre approche, les pays les plus susceptibles de connaître une "décennie perdue" sont proches de la perception courante (Grèce d'abord, Irlande et Portugal, peut-être aussi l'Italie, l'Espagne mais aussi la Finlande). Notre diagnostic est aussi sensiblement différent de celui de Kashyap et Hoshi (2013) qui opposent l'Allemagne d'une part, à la France, l'Espagne et l'Italie, d'autre part, en retard en matière de réformes structurelles. La France nous paraît plus à mi-chemin entre l'Allemagne et les autres pays susceptibles de connaître une décennie perdue. Au delà des caractéristiques structurelles des économies, les politiques économiques peuvent contribuer à éviter une "décennie perdue": de ce point de vue, la politique monétaire d'expansion quantitative menée par la BCE depuis début 2015, ou le souci accru de ne pas consolider trop vite les finances publiques nous paraissent deux mouvements récents dans la bonne direction.

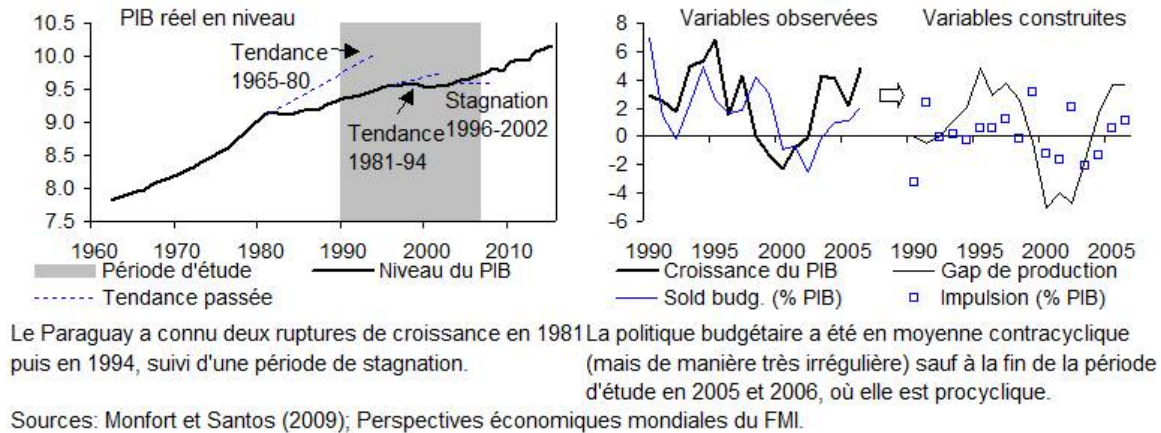
2.2 La boîte à outils macroéconomiques : quelles politiques économiques pour une économie ouverte dollarisée comme le Paraguay (1995-2005)?

La situation du Paraguay au tournant des années 2000 présente quelques similarités superficielles avec le Japon: le pays est marqué par cinq crises bancaires successives

(1995, 1997, 1998, 2002 et 2003) et une stagnation économique durable mais plus courte, de 1996 à 2002. L'article écrit avec Alejandro Santos, présente aussi des similarités en terme de méthode avec l'ouvrage présenté précédemment, même s'il est axé principalement sur la confrontation de modèles théoriques aux données. De 2003 à 2008, le Paraguay a été couvert par un accord de précaution du FMI mais sans déboursement financier, l'objet étant principalement de pouvoir bénéficier d'une ligne de crédit si nécessaire ainsi que d'un suivi macroéconomique rapproché. L'objectif de l'article est d'affiner le diagnostic macroéconomique sur le pays, en utilisant, assez littéralement, l'ensemble des outils macroéconomiques disponibles.

Avec le recul, l'intérêt de l'article consiste principalement dans un effort pour adapter des modèles simples ou des équations individuelles aux spécificités de l'économie paraguayenne, notamment le poids de la dollarisation ou le rôle des pays frontaliers - Argentine et Brésil - soumis à des chocs économiques importants. Cette adaptation doit aussi prendre en compte les limites soit sur la disponibilité des données soit sur leur qualité compte tenu de l'importance du secteur informel et du commerce de contrebande. Au total, le résultat peut être assez différent des objectifs de politique ou des spécifications des modèles de base des manuels macroéconomiques.

Au moment de la rédaction de l'article, le Paraguay sortait prudemment d'une période de quasi-stagnation de sept ans, après avoir connu deux ruptures successives de croissance, l'une en 1981 avec le passage d'une croissance réel de 7,5% à une croissance en dessous de 3,0%, l'autre en 1996 avec un arrêt de la croissance en moyenne jusqu'en 2002 (graphique 7). L'analyse du cycle économique est assez classique et repose sur une batterie d'outils usuels (filtre statistique, fonction de production, loi d'Okun). L'utilisation de plusieurs méthodes est nécessaire, compte tenu de la fragilité des résultats, pour avoir une estimation plus fiable de l'output gap qui sert à la fois pour l'analyse de la politique budgétaire et de la politique monétaire.



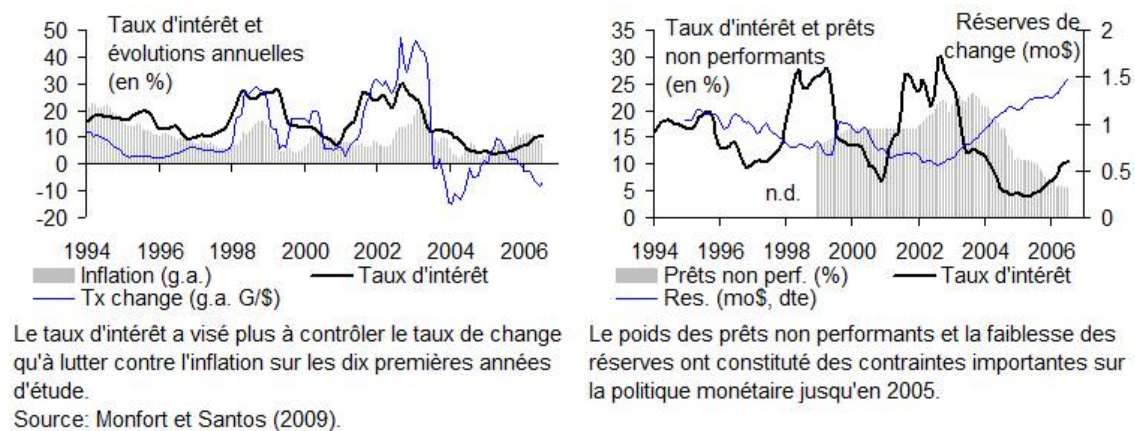
Graphique 7: Paraguay - Croissance du PIB et politique budgétaire

Au sujet de la politique budgétaire, l'article construit un indicateur d'impulsion budgétaire, basé sur le changement de déficit structurel pour discuter la politique budgétaire. Par rapport à la méthodologie usuelle, l'indicateur exclut le service de la dette (majoritairement payé en devises) et les revenus liés aux deux barrages d'Itaipú et de Yacyretá dont la gestion est partagée avec le Brésil ou l'Argentine (*binacionales*). Sur la période d'étude, la politique budgétaire est faiblement contracyclique; sur des périodes spécifiques par contre, la politique budgétaire est procyclique lors de la récession de 2000-2001 ou lors de la reprise de 2005-06. Le caractère procyclique des dépenses sur la fin de la période d'étude traduit en partie une reprise de l'investissement public, après sa contraction au cours de la récession.

Pour la politique monétaire, l'article estime une règle de Taylor améliorée prenant aussi en compte le taux de change, le niveau des réserves et le taux d'intérêt aux Etats-Unis. L'équation est estimée avec la méthode générale des moments (GMM). Cette modélisation est justifiée par la grande variété des objectifs assignés à la politique monétaire: contrôle de l'inflation, mais aussi soutien à l'activité ou au taux de change ou constitution de réserves internationales. Le déficit d'exercice de la banque centrale (liée au rendement plus faible des réserves de change par rapport aux titres domestiques utilisés pour stériliser leurs impacts) constitue aussi une contrainte supplémentaire non incluse dans la modélisation, mais qui a pu occasionnellement la rendre moins agressive que ce qui serait nécessaire pour la lutte contre l'inflation.

Dans l'estimation de la règle de Taylor, l'inflation est significative si prise en compte isolément, mais cesse de l'être après introduction des réserves de change ou du taux de change. La spécification retenue pour le Paraguay (rôle des réserves de change) est commune avec celle d'autres économies dollarisées comme le Pérou, mais contraste avec celle d'économies peu dollarisées et avec une politique monétaire plus crédible, comme le Chili et dans moindre mesure la Colombie, où les variables significatives sont celles, classiques, d'inflation et d'écart de production.

Jusqu'à une période récente, les taux d'intérêts sont utilisés moins pour le contrôle de l'inflation que pour la stabilisation du taux de change, reflet d'un comportement de "peur du taux de change flottant" (*fear of floating*, selon l'expression de Calvo et Reinhart, 2000), une caractéristique commune aux économies dollarisées. Ce choix est en partie justifié par l'importance de l'inflation importée (voir aussi ci-dessous le chapitre 4.2, sur le processus inflationniste au Paraguay) et par la faiblesse des réserves de change. La baisse du taux d'intérêt en 1999 s'explique par un prêt de Taiwan qui permet de reconstituer les réserves de change, mais leur épuisement deux ans plus tard conduit à augmenter de nouveau les taux d'intérêt (graphique 8). Un des effets pervers de la "peur du taux de change flottant" est qu'elle s'auto-entretient: la rigidité du taux de change encourage la dollarisation du passif des banques ou des entreprises.



Graphique 8: Paraguay - Politique monétaire et contraintes extérieures et bancaires

Une analyse récente du cadre macroéconomique du Paraguay⁹ suggère que le Paraguay a continué depuis la rédaction de l'article à améliorer son cadre macroéconomique, avec l'adoption d'une loi de responsabilité budgétaire, une progression des réserves au delà d'une norme jugée nécessaire pour fournir une assurance adéquate contre un risque de choc de balance des paiements et une inflation autour de 4-5%. Le taux de dollarisation par contre, après une baisse temporaire, est presque inchangé par rapport à dix ans auparavant, autour de 50% des dépôts et des prêts, ce qui peut traduire l'impact positif du secteur exportateur (notamment soja et bœuf) sur l'économie, mais aussi la persistance d'un problème de crédibilité monétaire.

2.3 L'apport d'un modèle macroéconomique pour l'analyse des politiques économiques: MZE, un modèle appliqué à la zone euro (1991-2001)

Les deux travaux ci-dessus analysent séquentiellement les différentes composantes de la politique économique contracyclique, tout en suggérant - pour le cas du Japon dans les années 1990-2000s - que l'interaction entre politique budgétaire et monétaire a pu jouer sur l'efficacité respective de chaque volet des politiques contracycliques. Une approche alternative consiste à prendre en compte de manière concomitante ces deux instruments dans le cadre d'un modèle macroéconométrique. Dans un article avec Pierre-Olivier Beffy, Xavier Bonnet et Matthieu Darracq-Pariès¹⁰, nous construisons un modèle macro-économétrique pour la zone euro appelé simplement MZE (modèle zone euro).

⁹ Par exemple, Fonds monétaire international, 2015, "Paraguay: 2014 Article IV Consultation - Staff Report; and Press Release", FMI, Washington D.C.

¹⁰ P-O. Beffy, X. Bonnet, M. Darracq-Pariès, et B. Monfort, 2003, "Un modèle macro-économique pour la zone euro ", *Economie et Statistique*, n°367, avec un commentaire de J. Henry. Article présenté à plusieurs séminaires internes, à l'INSEE, la Direction de la Prévision, au CEPII, et la Banque de France, ainsi qu'à la conférence Economod de 2003. Le modèle a aussi été présenté dans la Note de Conjoncture de l'INSEE de mars 2003, "L'apport d'un modèle macro-économétrique pour l'analyse conjoncturelle de la zone euro", avec un accent moins sur les propriétés théoriques du modèle que son application pratique. Le modèle continue d'être utilisé à l'INSEE et à la Direction du Trésor, comme le montre l'actualisation d'un document de travail sur le modèle, M. Barlet, M-E Clerc, M. Garnero, V. Lapègue et V. Marcus, 2012, "Nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro", *Economie et Statistique*, n°451.

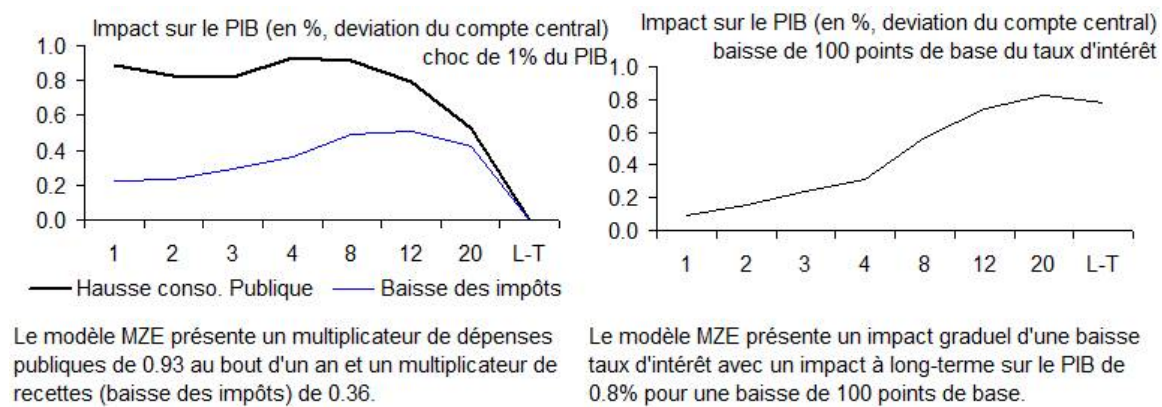
Le modèle MZE a été développé seulement quatre ans seulement après la fixation des parités au sein de la zone euro en 1999, même si les données historiques trimestrielles sur la zone euro remontent à 1991. Une originalité du travail, souligné dans le commentaire de Henry (2003) qui accompagne la publication de l'article, porte sur la construction des données nécessaires pour l'estimation du modèle et non disponibles dans les comptes Eurostat au moment de la création du modèle, notamment le revenu disponible des ménages, les échanges extérieurs de la zone euro ou le capital des entreprises. Le modèle contient une quinzaine d'équations économétriques (composantes de la demande en volume et en prix, salaires, emploi, population active et taux d'intérêt). La structure du modèle est néoclassique à long terme, néo-keynésienne à court terme: le court terme implique des coûts d'ajustement modélisés de manière ad hoc par des modèles à correction d'erreur.

Je discute ici principalement l'utilisation possible du modèle pour la politique économique. Le bloc de finances publiques permet de calculer des multiplicateur de dépense et de recette (graphique 9), un sujet sur lequel je reviendrai plus précisément dans la partie suivante en présentant un article centré sur ce sujet (Monfort, 2009).

Le compte des finances publiques dans MZE est essentiellement exogène. La seule modélisation est un effet de retour du déficit sur les taux longs, l'augmentation du déficit entraînant une augmentation des taux en raison des taux. L'impact a été calibré et non estimé, en raison du mouvement de convergence des taux en Europe au cours de la décennie qui a précédé le choc Lehman, qui fait que les pays à déficit élevé comme les pays à déficit faible avaient essentiellement le même taux d'intérêt sur les obligations publiques. Nous suggérons qu'une modélisation alternative, par exemple, une règle d'évolution des taux de taxation en lien avec le déficit pourrait être introduite: par exemple, un ratio déficit sur PIB supérieur à 3% entraîne alors une hausse des prélèvements (imposition sur le revenu et la production, cotisations sociales) de manière à ramener ce ratio en dessous de 3%. L'expérience de la France et de l'Allemagne autour

L'actualisation porte essentiellement sur l'ajout d'intervalle de confiance pour les variantes et la correction des coefficients estimés, mais la structure théorique du modèle est largement inchangée.

de la rédaction de l'article a montré au contraire que la pratique a été d'assouplir la règle des 3%, les déficits dépassant ce seuil de 2002 à 2005 dans les deux pays.



Graphique 9: Zone euro - Scénarios variantiels de politique économique

Le modèle permet potentiellement de calculer l'impact des plans de relance en Europe au lendemain du choc Lehman. Un travail supplémentaire de modélisation serait cependant nécessaire pour prendre en compte certaines questions plus précises, comme l'impact des hausses de taxe à la consommation entre 2010 et 2014 en Europe (par construction et pour des raisons de disponibilité des données, le modèle ne distingue pas entre taxe sur les produits et taxe à la consommation) ou l'impact du plan Junker de 3% du PIB sur la période 2015-17 (le modèle ne contient pas de modélisation séparée de l'investissement public).

D'une certaine manière, le modèle est plus adapté pour une variante de politique monétaire qu'une variante de politique budgétaire, en raison d'une institution commune pour la politique monétaire, la Banque centrale européenne. Cela n'exclut pas cependant des spécificités dans les réactions des économies de la zone euro, par exemple lié à la part de l'endettement à taux variable ou à taux fixe. La spécification de base suppose un taux d'intérêt réel supposé constant, mais MZE peut accepter des spécifications alternatives avec une règle de Taylor, soit avec des taux d'inflation retardés, soit des taux anticipés. Dans la spécification de base, la baisse des taux a un impact expansionniste sur la demande, via l'investissement, qui conduit à une baisse du chômage et une hausse des prix qui va progressivement limiter l'impact de la politique monétaire accommodante.

L'utilisation du modèle pour étudier des scénarios variantiels de politique économique n'est qu'une des utilisations possibles du modèle. De fait, pendant les deux ans où j'ai travaillé sur ce modèle, cette utilisation a été moins courante que celle plus opérationnelle de relecture des prévisions trimestrielles faites à partir d'étalonnages pour s'assurer de leur cohérence¹¹: est-ce que, par exemple, les prévisions de chômage ou de production industrielle basées sur des régularités statistiques passées ou des enquêtes de confiance sont cohérentes avec celle obtenues à partir d'un modèle théorique d'équation d'emploi et d'agrégation des composantes de la demande? Ces prévisions sont-elles aussi cohérentes entre elles? Cette utilisation est donc aussi utile pour le décideur de politique économique dans la mesure où elle permet d'interpréter la conjoncture à partir d'un cadre théorique et aide à déceler les changements de comportements par rapport au passé.

¹¹ Voir par exemple, "Retour sur 2003" (Devilliers, Boissinot, L'Angevin, 2004), *Note de Conjoncture* de mars 2004, disponible sur le site de l'INSEE, qui offre une relecture de l'année antérieure à l'aide de modèles macroéconométriques. La note souligne notamment la déviation des comportements des agents en 2002 par rapport à ceux observés historiquement, mais des comportements plus en ligne avec le modèle en 2003. L'aller-retour entre le modèle et les données permet une meilleure compréhension des variables observées. Sur une de mes contributions similaires mais en utilisant un modèle pour la France (modèle Mésange), voir "Retour sur 2002" (Devilliers, Monfort, Ouvrard, 2003).

3. Politique budgétaire: consolider, relancer et contrôler la dette publique.

Trois des quatre articles sur la politique budgétaire et sur la dette publique ont été écrits depuis le choc Lehman. Cette spécialisation tardive traduit aussi le renouveau d'intérêt général pour la politique budgétaire qui a suivi la crise. Chaque article essaie d'apporter un éclairage sur certaines des questions de base de finances publiques: Comment consolider les dépenses? Comment relancer l'activité en période de crise? Comment contrôler la dynamique de la dette publique?

Le premier article présente une mesure de l'efficacité des dépenses publiques pour les pays de l'OCDE et estime, en utilisant un modèle d'enveloppement des données (DEA), le gain possible d'efficacité. L'accent principal est sur le Japon et les pays du G7. Les deux articles suivants utilisent des modèles VAR cointégrés sur la France, mais avec des accents différents: l'un porte sur la mesure des multiplicateurs budgétaires, l'autre sur la dynamique de la dette publique. Le dernier article de cette partie enfin porte sur la construction pour le Japon d'une mesure de la dette publique comparable internationalement.

3.1 Consolider : le Japon peut-il améliorer l'efficacité de ses dépenses publiques ?

Le thème dominant sur le Japon en matière de finances publiques est sur le niveau insoutenable de la dette publique et l'imminence d'une crise souveraine. Avec une dette publique autour de 240% du PIB et un déficit élevé, le Japon est en effet confronté à une situation très difficile. L'historique de l'augmentation de la taxe à la consommation depuis trente ans illustre aussi les difficultés pour augmenter les impôts, en particulier avec l'épisode contesté d'augmentation de la TVA en 1997 discuté précédemment. Les augmentations d'impôts ont aussi souvent été précédées d'un effort de maîtrise des dépenses publiques, en particulier pour que les hausses d'impôts soient acceptables politiquement. Mais, est-ce que le Japon, relativement frugal du côté des dépenses publiques, dispose de marges de manœuvre pour réduire davantage ses dépenses?

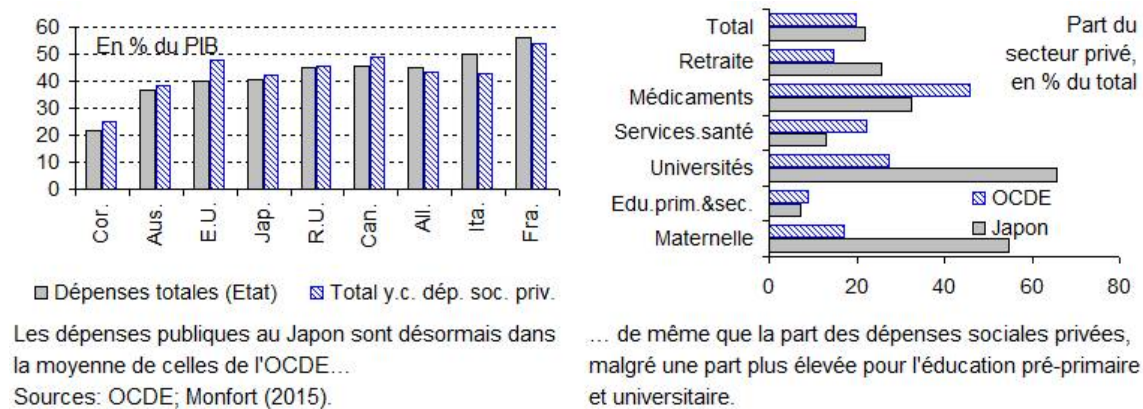
Dans un article récent¹², j'utilise une méthodologie d'enveloppement des données (DEA) pour essayer de répondre à cette question. Cette méthodologie permet de mettre en regard les ressources financières mises en oeuvre au regard des résultats obtenus. Dans les travaux antérieurs, le Japon est généralement bien classé en terme d'efficacité des dépenses: par exemple Afonso, Shuknecht et Tanzi (2003) trouvent que le Japon est le pays parmi les quatre meilleurs pays parmi 23 pays de l'OCDE pour six de leurs sept critères d'action publique; d'autres études montrent que le Japon est bien classé en terme d'éducation (Joumard, André et Nicq, 2010) ou de santé (Sutherland, Price, Joumard et Nicq, 2007).

L'originalité de l'article tient aux caractéristiques suivantes: (1) La méthode de DEA est appliquée à la totalité des postes de dépenses publiques (sauf les dépenses de retraite) afin d'avoir une estimation agrégée des économies possibles. (2) L'article revisite les résultats des études antérieures, pour prendre en compte des biais possibles qui sont liés à l'organisation institutionnelle entre dépenses privées et publiques et vérifier la robustesse des résultats antérieurs en fonction des choix de modélisation. (3) Enfin des résultats agrégés sont présentés pour l'ensemble des économies développées du G20.

Une partie descriptive préliminaire utilise les bases de données COFOG et SOX de l'OCDE (portant sur la classification institutionnelle des dépenses ou les dépenses sociales) pour bien comprendre les différences institutionnelles qui peuvent fausser la comparaison des dépenses publiques entre les pays de l'échantillon. En particulier, Adema, Fron et Ladaïque (2014) montrent que les chiffres de dépenses sociales peuvent être grossis artificiellement pour un pays qui distribue généreusement des prestations sociales avant de les taxer par rapport à un pays qui procède uniquement à un transfert net. Une deuxième source de biais peut être via les dépenses sociales privées obligatoires (par exemple pour la santé ou pour les retraites). Une dernière différence enfin porte sur la charge de la dette. Quels que soient les classements, la France reste le pays avec les

¹² B. Monfort, 2015 a, "Can Increased Public Expenditure Efficiency Contribute to the Consolidation of Public Finances in Japan?", document de travail du CEAFFJ, mai 2015. Article rédigé en tant que visiteur au sein du département d'économie de Tokyo, à l'invitation du professeur Hiroshi Yoshikawa, et présenté au séminaire de finances publiques de ce département en février 2015.

dépenses publiques les plus élevées, mais la position du Japon se dégrade en fonction des ajustements (graphique 10), alors que par exemple celle de l'Italie s'améliore. L'analyse de la ventilation précise des postes de dépenses (uniquement pour l'Europe et le Japon) permet aussi d'identifier des domaines où le Japon dépense beaucoup plus (soutien à l'agriculture) ou beaucoup moins (police et justice) que la norme des autres pays.



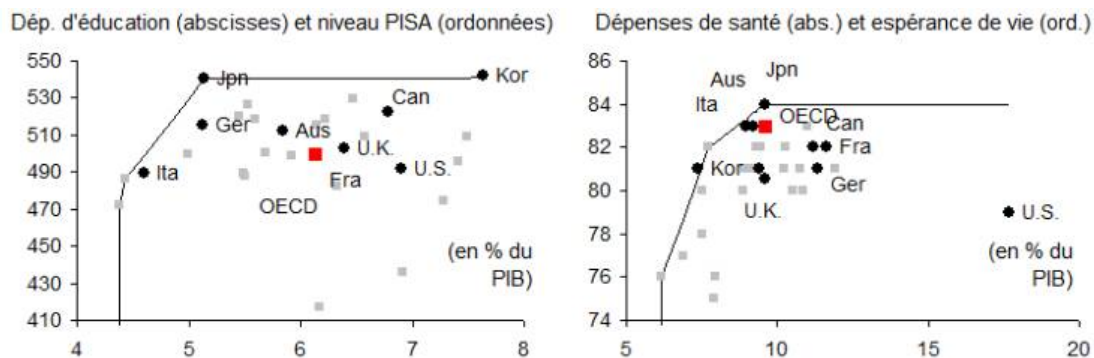
Graphique 10: OCDE - Poids des dépenses publiques et des dépenses privées

Une des faiblesses des études basées sur la méthode de DEA est l'absence de comparabilité des résultats d'une étude à l'autre (Cooper, Seiford et Tone, 2006), selon les variables considérées comme input ou comme output du modèle: par exemple pour le cas de l'éducation, une étude peut s'intéresser au lien entre les dépenses d'éducation et le nombre de professeurs par classe et une autre au lien entre le nombre de professeurs et les résultats scolaires des élèves. L'article s'intéresse principalement au rapport entre les dépenses publiques (par bénéficiaire ou en part de PIB) et les objectifs des politiques publiques au sens large, par exemple l'employabilité des élèves ou leur performance à des tests internationaux de compétence. La perception des utilisateurs de la qualité des dépenses basée sur des enquêtes ou des questions d'accès aux services ou d'équité sont traités séparément. Par rapport aux études antérieures, l'article ne prend pas position sur la manière dont les résultats sont obtenus, par exemple, pour l'éducation, avec peu de professeurs mais très bien payés (salaire d'efficacité) ou plus de professeurs mais moins bien payés (idée d'un nombre maximum d'enfants par classe). Cette méthode permet aussi de calculer un gain d'efficacité en termes monétaires (économies réalisables en part de

PIB). En plus des dépenses liées à un domaine donné de politique publique, le modèle DEA inclut aussi des variables de contrôle comme inputs additionnels.

Le travail confirme que le Japon est sur la frontière d'efficacité en termes de dépenses de d'éducation (graphique 11), avec de très bons résultats aux tests PISA de l'OCDE mais des dépenses modérées en terme d'éducation (dépenses en part de PIB ou par étudiant, dépenses totales ou dépenses privées et publiques prises en compte séparément). Le Japon est aussi sur la frontière d'efficacité en termes de dépenses de santé en prenant en compte plusieurs indicateurs (espérance de vie ou mortalité évitable - *amenable death*), malgré un environnement avec des coûts élevés (importance des appareils de précisions coûteux, certaines inefficacités dans la gestion des lits de cliniques, faiblesse des médicaments génériques...). L'augmentation de l'espérance de vie depuis l'après guerre au Japon montre - d'un niveau le plus bas parmi les pays de l'OCDE au niveau le plus élevé - aussi que cette performance n'est pas un élément exogène, mais le résultat des politiques publiques de santé, avec des succès, par exemple sur l'alimentation et aussi des échecs, comme sur le tabac.

Le Japon présente par contre des résultats plus moyens en ce qui concerne la protection sociale, malgré (ou à cause) de dépenses assez faibles, les dépenses d'infrastructure publique ou l'administration. Ce dernier résultat contraste avec celui d'études antérieures et provient en partie d'une définition plus large des objectifs considérés (sécurité, imposition, régulation et corruption).

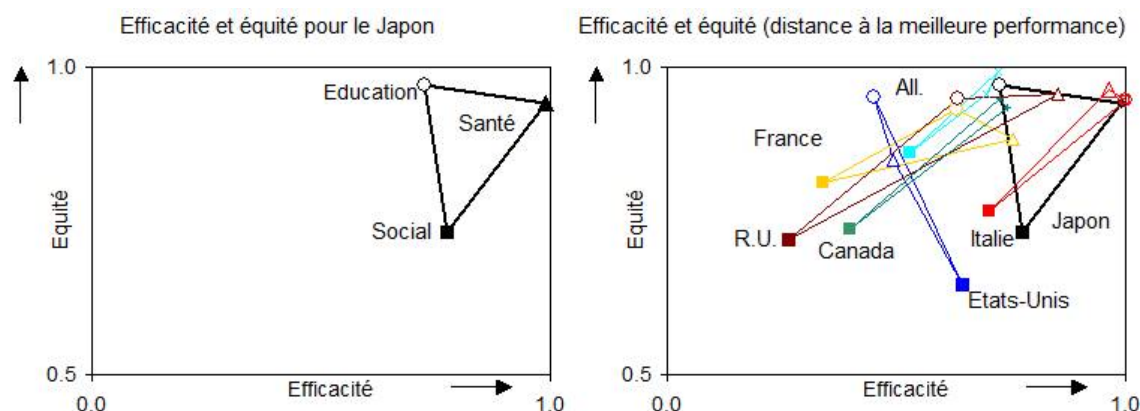


Note: graphiques illustratifs uniquement, les modèles DEA complets prennent en compte plusieurs inputs.
Le Japon est sur la frontière d'efficacité en matière de dépenses d'éducation et de dépenses de santé.

Graphique 11: OCDE - Efficacité des dépenses d'éducation et de santé

L'analyse est ensuite étendue à l'ensemble des préfectures japonaises pour certaines dépenses pour voir si des économies peuvent être réalisées au niveau local. Par exemple, un niveau plus détaillé peut permettre de capturer des économies possibles qui ne sont pas prises en compte par le DEA au niveau international, le Japon étant déjà sur ou proche de la frontière d'efficacité. Par exemple, Kawaguchi, Tone et Tsutui (2014) montrent que des gains d'efficacité sont réalisables aux niveaux des hôpitaux municipaux; dans leur spécification la plus proche de celle retenue par l'article, le gain d'efficacité reste cependant limité.

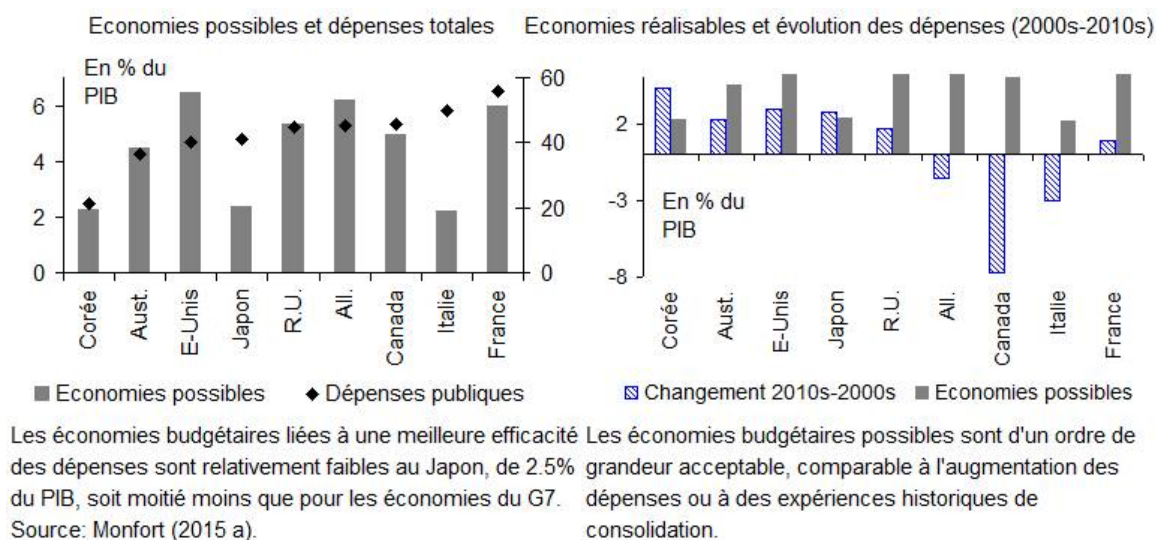
Est-ce que les résultats relativement bons du Japon sont juste la contrepartie de la frugalité des dépenses et se font au détriment de l'égalité? Pour explorer cette question, l'article met au regard l'indice d'efficacité calculé par le DEA et une mesure d'égalité (par exemple, variance des résultats scolaires ou différenciation sociale des résultats scolaires, égalité d'accès au soin, coefficient de Gini). Hormis les dépenses sociales, le Japon est bien placé à la fois en terme d'efficacité et d'équité pour l'éducation et la santé (graphique 12).



Note. Chaque point du triangle représente un domaine d'action publique (éducation, rond; social, carré; santé, triangle). L'indicateur d'efficacité est le résultat du DEA. L'indicateur d'équité dépend du secteur: coefficient de Gini pour les dépenses de soutien social; variance des résultats pour les dépenses d'éducation; accès aux soins selon les groupes sociaux pour la santé.

Graphique 12: OCDE - Arbitrage efficacité et équité

L'article conclut sur les gains d'efficacité totaux qui peuvent être réalisés tels que calculés par les estimations issues du DEA. Compte tenu de déterminants additionnels possibles non pris en compte par le modèle ou de contraintes politiques sur la réduction des dépenses, l'article fait l'hypothèse que seule la moitié des économies prévues par le DEA sont réalisables. Dans ce cadre, les économies réalisables sont de 2,5 points de PIB pour le Japon, contre 4,1 points de PIB pour l'OCDE en moyenne. Ce montant est proche de celui de la Corée ou de l'Italie, mais beaucoup plus faible que celui de l'Allemagne, la France, ou les Etats-Unis, avec des économies réalisables de six points de PIB (graphique 13). Si les chiffres d'économies réalisables peuvent paraître larges, elles sont un peu supérieures à l'augmentation des dépenses publiques depuis dix ans et restent modérées par rapport aux expériences de réduction des dépenses publiques comme au Canada.



Graphique 13: OCDE - Economies de dépenses liées au gain d'efficacité

Pour le Japon, l'implication principale est qu'une stratégie de réduction des dépenses, longtemps préférés par des gouvernements successifs, du Premier ministre Koizumi au début des années 2000, aux gouvernements démocrates de 2009 à 2012, aura désormais des résultats limités. La consolidation des finances publiques japonaises doit donc aussi passée par l'augmentation de l'imposition, telle qu'amorcée en 2014 avec la hausse de la taxe à la consommation.

3.2 Relancer: quelle est l'impact des chocs budgétaires en France (1980-2008)?

La taille des multiplicateurs budgétaires, c'est à dire l'élasticité du PIB par rapport aux dépenses ou aux recettes publiques, joue un rôle important dans l'élaboration de politiques budgétaires contracycliques. Il n'y a cependant pas d'accord selon les écoles de pensée sur leur taille et leur efficacité. Les modèles keynésiens traditionnels supposent ainsi par exemple un multiplicateur de dépense supérieur à l'unité: une augmentation des dépenses publiques conduit à une distribution de revenus qui génèrent de nouvelles dépenses et de nouveaux revenus. Les modèles néo-classiques par contre suggèrent que les ménages, anticipant des impôts futurs pour compenser des dépenses publiques nouvelles, peuvent réduire leurs dépenses, annulant l'impact du stimulus budgétaire. Entre les Keynésiens et les néo-classiques, les estimations empiriques des multiplicateurs

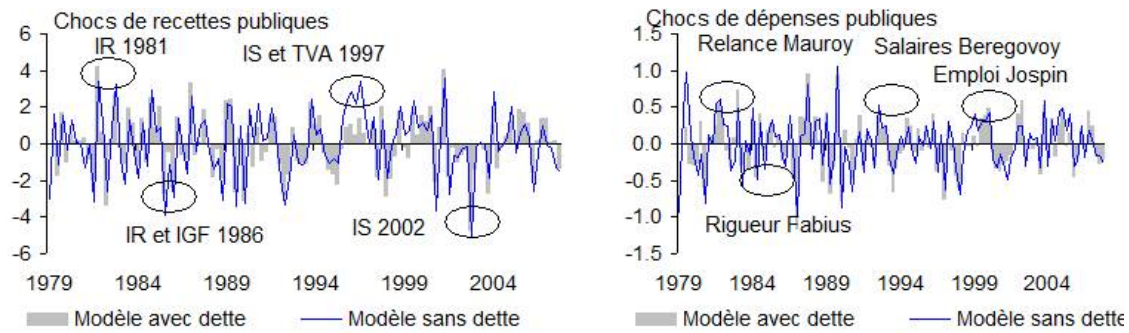
montrent une grande variance des estimations, selon les spécifications, les pays, ou les périodes.

Dans un article écrit au lendemain du choc Lehman¹³, j'estime des multiplicateurs pour la France en ajoutant aux modèles traditionnels une équation de dette. Le modèle proposé est un VAR structurel (SVAR) basé sur ceux proposés par Blanchard et Perotti (2002) ou Favero et Giavazzi (2007). Une des difficultés principales des modèles VAR est l'identification des chocs, afin de distinguer les chocs de politique économique (utilisées pour dériver le multiplicateur) des chocs exogènes. La méthode de Blanchard-Perotti, dans le cadre d'un VAR à trois variables (dépenses, recettes, PIB), consiste à imposer une série d'hypothèses pour identifier les chocs structurels. Par exemple, ils supposent qu'il n'y a pas d'impact immédiat des dépenses publiques à un choc négatif sur l'activité en raison des délais de mise en oeuvre des plans de relance, lié au processus législatif ou aux règles de marché public. Les résidus capturent passablement les principaux chocs de politique économique tant du côté des recettes publiques que du côté des dépenses publiques (graphique 14).

L'originalité de l'article consiste à introduire dans le cadre du VAR une équation de dette pour prendre en compte l'effet de retour de la dette publique sur l'efficacité des multiplicateurs. Une méthode similaire, dont mon travail s'inspire, a été mise en oeuvre pour les Etats-Unis par exemple par Favero et Giavazzi (2007) ou, de manière un peu différente, par Dai et Philippon (2005). Pour la France, un travail basé sur la méthode de Blanchard et Perotti, comme Biau et Giraud (2006), ne prend pas en compte l'effet de retour de la dette et estiment un VAR en différence, ce qui peut entraîner une perte d'information. Un autre de mes articles (Boissinot, L'Angevin et Monfort, 2004) présenté dans la section suivante, introduit une étude de la dette, mais l'objet principal est l'analyse

¹³ B. Monfort, 2009, "Countercyclical stimulus and long-term sustainability: insights from a fiscal SVAR for France", France: Selected Issues, IMF Country Report No. 09/233, Fonds Monétaire international. Article présenté dans le cadre de la mission Article IV du FMI à un séminaire à la Direction du Trésor. Deux des articles des "Selected Issues" portent sur la politique budgétaire contracyclique: le premier, présenté ici, avec un modèle VAR structurel; le second, écrit par I. Yakadina et B. Yontcheva (2009) utilise le modèle macroéconométrique usuel du FMI, GIMF (Global Integrated Monetary and Fiscal Model).

de la dynamique de la dette, non l'estimation d'un multiplicateur ou l'identification rigoureuse des chocs structurels de politique économique.



Le VAR structurel identifie passablement les principaux chocs de politique économique, au niveau des recettes publiques... comme au niveau des dépenses publiques.
Source: Monfort (2009).

Graphique 14: France - Identification des chocs structurels de finances publiques

Les multiplicateurs sont sensiblement différents selon que le modèle introduise ou non une équation de dette. Par exemple, le multiplicateur de dépense au bout d'un an passe de 0,6 à 0,4, le multiplicateur maximum passe de 1,1 à 0,8 et à long-terme l'impact est unitaire dans un modèle sans dette - suggérant l'absence d'effets d'éviction - mais faiblement négatif dans un modèle avec dette - suggérant un fort effet d'éviction et des effets ricardiens ou liés à la charge d'intérêt. Favero et Giavazzi (2007) sur lequel l'article se base trouve aussi un effet plus faible dans le modèle avec dette, mais correspond à une réduction de l'impact de 0,05-0,1 et non une inversion à long-terme de l'impact d'un choc de dépenses publiques. En ce qui concerne une baisse d'impôts, l'impact est aussi fortement réduit dans le modèle avec dette (tableau 1).

Les résultats sont à prendre avec prudence en raison de l'importance des écarts-types et de l'oscillation des réponses parfois forte comme pour le choc de dépenses dans un modèle avec dette. En même temps, les résultats du modèle sans dette sont proches de résultats usuels dans la littérature, à la fois numériquement et en termes de hiérarchie entre le multiplicateur de dépense et le multiplicateur de recette et un impact de la dette graduellement croissant et plus fort à long-terme est cohérent avec des effets ricardiens ou la dynamique de la dette publique en France discutée dans le chapitre suivant. Dans les deux cas, les multiplicateurs sont beaucoup plus faibles que ceux obtenus avec des

modèles macroéconométriques, comme le modèle Mésange pour la France (mais qui a un fort biais Keynésien de construction) ou le modèle GIMF du FMI calibré pour la France.

Multiplicateur de dépenses	Impact Max.	L-T		Multiplicateur de recettes (baisse)	Impact Max.	L-T	
France				France (SVAR)			
Monfort (2009) - Sans dette	0.62	1.11	1.08	Monfort (2009) - Sans dette	0.07	0.37	0.21
Monfort (2009) - Avec dette	0.40	0.80	-0.10	Monfort (2009) - Avec dette	0.00	0.20	-0.80
Biau-Giraud (2005) - SVAR diffce	1.40	2.00	0.80	Biau-Giraud (2005) - SVAR diffce	0.10
Yakadina-Yoncheva (2009) - GIMF	1.06	Yakadina-Yoncheva (2009)- GIMF	0.38
Modèle Mésange (INSEE/DG Trésor)	1.30	Modèle Mésange (INSEE/DG Trésor)	0.45
Etats-Unis				Etats-Unis			
Blanchard-Perotti (2002) - SVAR	0.85	1.41	0.69	Blanchard-Perotti (2002) - SVAR	0.64	0.71	-0.11
Favero-Giavazzi (2007) - Sans dette	0.16	0.80	1.43	Favero-Giavazzi (2007) - Sans dette	0.00	0.17	0.27
Favero-Giavazzi (2007) - Avec dette	0.13	0.71	1.28	Favero-Giavazzi (2007) - Avec dette	-0.01	0.28	0.65
Zone euro				Zone euro			
Beffy et al. (2003) - MZE 2003	0.93	0.93	0.53	Beffy et al. (2003) - MZE 2003	0.36	0.51	0.42
Barlet et al. (2012) - MZE 2012	0.76	0.93	0.26				
Divers pays (OCDE, Japan, Etats-Unis, Espagne...)				Divers pays (Batini)			
Batini et al. (2014) - Expansion	0.55	1.00	...	Batini et al. (2014) - Expansion	-0.06	-0.04	...
Batini et al. (2014) - Récession	1.64	2.40	...	Batini et al. (2014) - Récession	0.22	0.35	...
Batini et al. (2014) - Moyenne	0.78	1.30	...	Batini et al. (2014) - Moyenne	0.06	0.29	...
Le multiplicateur de dépenses est fortement réduit dans un modèle avec dette et devient négatif à long-terme.				Le multiplicateur de recettes est nul à court-terme dans un modèle avec dette et devient négatif à long-terme.			
Sources: auteurs cités. Impact: au bout d'un an. Maximum: valeur maximum du multiplicateur.							
Note: le choc de dépenses est une hausse des dépenses publiques de 1% du PIB, le choc de recettes une baisse des recettes du même montant.							

Tableau 1: France, Etats-Unis et Zone euro - Multiplicateurs budgétaires

L'article tire des recommandations de politique économique des résultats des multiplicateurs sur l'équilibre entre relance et consolidation: il suggère qu'à court-terme augmenter des impôts tout en augmentant les dépenses peut avoir un impact net positif compte tenu de la hiérarchie des multiplicateurs. En même temps, compte tenu du niveau déjà élevé des impôts en France, la priorité suggérée est de réduire les dépenses fiscales plutôt que d'augmenter les impôts de base.

Depuis la rédaction de l'article, un débat sur la mesure des multiplicateurs et son utilisation dans les programmes FMI pour la Grèce notamment, a été lancé après la publication du rapport Perspectives économiques mondiales d'octobre 2012 (FMI, 2012). La conclusion de l'article présenté fait allusion à l'incertitude sur la mesure des multiplicateurs en période de crise, suggérant qu'ils pourraient être plus élevés (par exemple en raison d'un impact positif sur la confiance des agents économiques ou en raison de la sous-utilisation des capacités de production). Les résultats postérieurs

n'invalident pas les résultats présentés ici et les multiplicateurs moyens (sur l'ensemble du cycle) sont de fait proches de ceux de l'article (trois dernières lignes du tableau 1, qui présentent la moyenne des multiplicateurs présentés dans l'article de Batini, Eyraud, Forni et Weber, 2014).

La discussion depuis 2012 a porté essentiellement sur les multiplicateurs à court-terme, qui varient fortement selon que l'économie soit en récession (impact de 1,6 et maximum de 2,4) ou en expansion (impact de 0,6 et maximum seulement de 1,0). L'accent a été beaucoup moins fort sur l'impact négatif à long-terme des mesures de relance, là où l'impact de la dette est le plus important. Avec le recul, compte tenu de la difficulté de sortir de la Grande récession de 2008 et de l'incertitude sur les estimations à long-terme, la nouvelle orientation du débat n'est pas non plus illégitime.

3.3 Contrôler la dette publique: quelles sont les raisons de l'augmentation de la dette publique en France (1980-2004)?

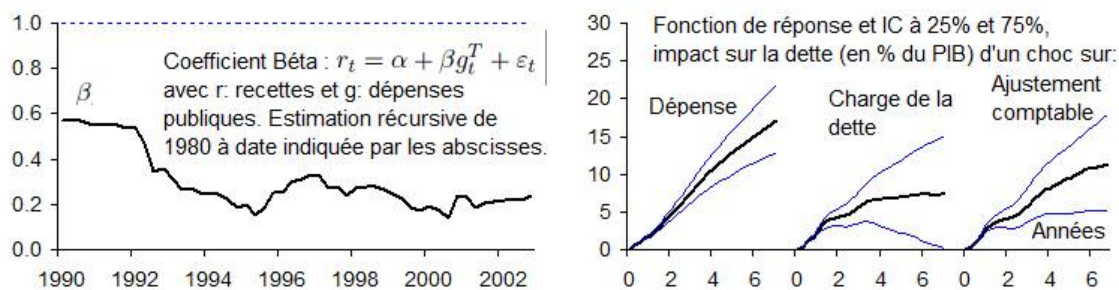
Avec une dette publique qui pèse pour 95% du PIB en 2014, la France est dans le quartile des pays de l'OCDE avec la dette publique la plus élevée et a une dette publique supérieure de près de 30 points de PIB à celle du pays médian. Vingt-cinq ans plus tôt, la France, avec une dette publique de 20% du PIB était dans le quartile des pays avec la dette publique la plus faible et de 15 points de PIB en dessous de celle du pays médian (Graphique 15). Cette détérioration relative n'est pas spécifique à la France (par exemple, le Japon, le pays avec la dette publique la plus faible jusqu'en 1965, est depuis 1999 le pays avec la dette publique la plus élevée), mais elle pose la question de la soutenabilité de la dette publique en France.

Dans un article écrit avec Jean Boissinot et Clotilde L'Angevin¹⁴, nous testons la soutenabilité de la dette publique en France en utilisant des tests statistiques usuels, avant

¹⁴ J. Boissinot, C. L'Angevin, et B. Monfort, 2004, "La dette publique en France: la tendance des vingt dernières années est-elle soutenable ?", publié dans *L'Economie française 2004*, INSEE. Article présenté à

de décrire en utilisant un VAR cointégré les facteurs qui ont contribué à l'augmentation de la dette publique sur la période 1980-2004.

Une équation comptable d'accumulation de la dette offre une première approximation des facteurs qui ont contribué à l'augmentation de la dette¹⁵. Sur la période d'étude, le "dividende de croissance" (le fait que la croissance réelle et l'inflation réduisent le dénominateur du ratio dette / PIB) compense presque exactement la charge d'intérêt. Deux facteurs expliquent à part égale l'augmentation de la dette: (1) le déficit primaire, avec une seule période de 1998 à 2001 avec un solde primaire positif; (2) un terme résiduel, lié au changement du périmètre de l'Etat ou à la reprise de créances (par exemple nationalisation au début de la période ou reprise de la dette de France Télécom en 1996). Pour autant, ce deuxième terme est en ligne avec la moyenne des pays européens, à la différence de la croissance du PIB, en moyenne plus faible, ainsi que de l'effort au niveau du solde primaire, lui aussi plus faible. En particulier, sur la période d'étude de l'article, le déficit primaire de la France a été le plus élevé après seulement l'Espagne et le Portugal.



La dette publique est jugée "faiblement soutenable" sur la période d'estimation, avec une dégradation autour de 1992. Trois tendances stochastiques expliquent la dégradation de la dette: des dépenses non compensées, l'effet boule de neige, et l'ajustement comptable.

Source: Boissinot, L'Angevin, et Monfort (2004).

Graphique 15: France - Dynamique de la dette publique

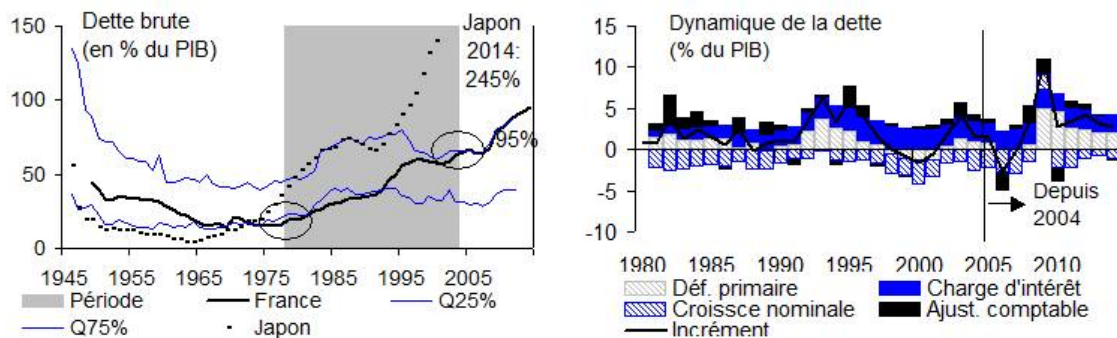
un séminaire interne à l'INSEE, à la conférence 2004 International Conference on Policy Modeling / Ecomod, et à l'assemblée annuelle de l'Association des Economistes Française en septembre 2004.

¹⁵ Spécifiquement, l'équation d'accumulation de la dette prend la forme suivante:

$\Delta b_t = g_t + id_t - r_t - res_t + adj_t$ | avec b_t la dette publique, g_t les dépenses, id_t la charges de la dette, res_t l'impact du dividende de croissance et adj_t l'ajustement comptable. Toutes les variables sont mesurées en pourcentage du PIB.

L'article utilise plusieurs tests statistiques pour essayer de déterminer la soutenabilité de la dette. Les tests proposés par Hamilton et Flavin (1986) ou Wilcox (1986) portent sur la stationnarité de l'incrément de dette. Un test alternatif, basé sur Quintos (1995) propose la définition de deux formes de soutenabilité, forte ou faible, basé sur le coefficient entre les revenus publics et les dépenses publiques (coefficient β , graphique 16): la "soutenabilité forte" correspond à un coefficient unitaire entre les revenus et les dépenses, la "soutenabilité faible" à un coefficient entre 0 et 1. Sur la base des ces tests, nous concluons que la dette en France est "faiblement soutenable". Une estimation récursive du coefficient β montre par ailleurs que ce coefficient, autour de 0,5-0,6 jusqu'en 1992, s'est ensuite fortement dégradé. Sur l'ensemble de la période d'estimation, il est de seulement 0,26.

Pour déterminer les raisons de la faible soutenabilité de la dette en France, nous estimons ensuite un VAR cointégré avec cinq variables qui expliquent la dynamique de la dette publique: le dividende de croissance, les dépenses publiques, les recettes publiques, la charge de la dette et enfin le terme d'ajustement comptable. Pour interpréter ces relations, une lecture structurelle est imposée au VAR, sur la base de l'ordre de présentation des variables ci-dessus (par exemple la croissance va influencer les dépenses, via les stabilisateurs automatiques et ces deux effets conjugués vont influencer les recettes publiques).



La France est passée du quartile des pays de l'OCDE les moins endettés en 1980 au quartile des pays les plus endettés en 2005.
Sources: INSEE; Boissinot, L'Angevin, et Monfort (2004).

L'augmentation de la dette de 45 points de 1980 à 2004 provient pour moitié du déficit primaire et pour moitié du résidu, la croissance nominale compensant exactement le poids de la charge de la dette.

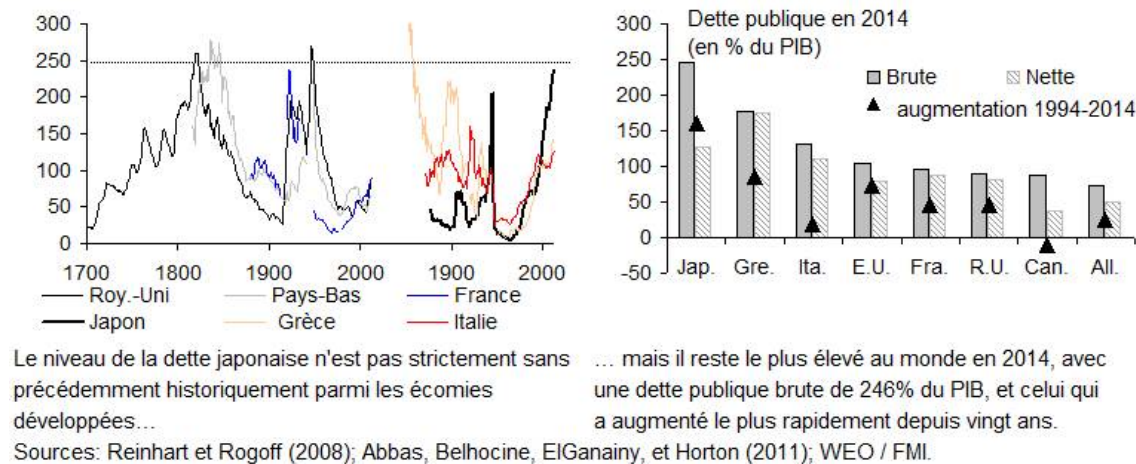
Graphique 16: France - Test de soutenabilité et tendances stochastiques du VAR

Le VAR présente deux relations de cointégration et trois tendances stochastiques, interprétées comme suit: (1) La première tendance est interprétée comme un biais en faveur du déficit, un choc de dépenses ne donnant pas lieu à une augmentation des recettes pour rééquilibrer le solde budgétaire. (2) La deuxième tendance est liée à un effet boule de neige, un choc de taux d'intérêt ayant tendance à être persistant. (3) La troisième tendance est liée au terme d'ajustement comptable, en moyenne positif sur la période d'étude (graphique 16).

Si l'article conclut de manière prudente sur les limites de l'analyse (en particulier la non-prise en compte d'effets démographiques ou la difficulté à prédire une évolution sur la base des tendances passées), les évolutions depuis dix ans, liées en partie au choc Lehman de 2008, semblent confirmer certains des résultats de l'étude: le solde primaire a été négatif de manière permanente; malgré la baisse des taux d'intérêt la charge de la dette a été au même niveau moyen que sur la période d'étude (en raison d'une dette plus élevée); et le terme d'ajustement comptable a ajouté directement près de 4 points de dette. Depuis la rédaction de cet article, la dette publique a progressé en France de 35 points de PIB en France contre 13 points de PIB pour le pays médian de l'OCDE.

3.4 Comparer la dette publique entre pays: quelle est vraiment la taille de la dette publique japonaise?

La taille de la dette publique japonaise semble donner lieu à un débat sans fin: à près de 240 % du PIB en 2014, la dette brute japonaise est clairement le niveau le plus élevé au monde; par contre, à 125% en termes nets, la dette japonaise est à un niveau finalement assez proche de celui de l'Italie. Les partisans d'une mesure brute ou nette de la dette publique ont chacun des arguments valables. Le niveau d'endettement public japonais n'est pas sans précédemment historiquement parmi les économies avancées: le Royaume-Uni a ainsi eu deux fois une dette supérieure à 250% du PIB en 1820 et en 1946-47 et l'endettement public français a été brièvement autour de 240-260% en 1921-22 (autour de 258-261% pour Reinhart et Rogoff, 2008, mais 235-237% pour Abbas et al. 2011). Il reste cependant extrêmement élevé et en croissance rapide (graphique 17).



Graphique 17: Japon - Comparaison historique et internationale de la dette publique

Dans un article de 2011¹⁶, j'essaie de dépasser l'opposition entre dette brute et dette nette pour proposer une mesure de la dette publique japonaise cohérente avec la mesure "au

¹⁶ B. Monfort, 2011, "Gross Debt or Net Debt: Which is the Best Measure of Japanese Public Debt?", miméographe, juin 2011. Une version de 2014 développe la discussion des mesures possibles d'endettement public mais reste inachevée.

sens de Maastricht" utilisée en Europe. Le FMI et l'OCDE publient des mesures de dette différentes de plus de 15 points de PIB. Broda et Weinstein (2005) ou Ito et Hoshi (2012) proposent des mesures alternatives de dette mais en utilisant des ajustements ad hoc et sans souci de comparaison internationale: les premiers trouvent ainsi un endettement public inférieur de 100 points de PIB; les seconds, avec une méthode différente et après l'impact du choc Lehman, proposent une mesure inférieure de 60 points de PIB. L'originalité de l'article consiste à proposer une mesure rigoureuse de l'endettement qui soit comparable internationalement.

La mesure de la dette publique "au sens de Maastricht" est une mesure de la dette financière consolidée au niveau de l'Etat incluant l'Etat central, les collectivités locales et la sécurité sociale. Cette mesure est une mesure brute qui exclut donc les actifs financiers mais aussi les actifs physiques, généralement non liquides et sujets à une incertitude sur leur valeur (prix immobiliers): pour le Japon ces actifs physiques sont de 100 points de PIB. Elle exclut aussi les entités publiques financières hors du champ de l'Etat consolidé¹⁷. Par contre elle inclut la Sécurité sociale: au Japon le passif financier de la Sécurité sociale est très faible, mais les actifs élevés en raison de fonds de pension publics avec des actifs de près de 40 points de PIB qui complètent le financement des retraites par répartition¹⁸.

La mesure de la dette dépend fortement de la définition du champ de l'Etat et de la répartition des fonctions en son sein. Par rapport à la mesure traditionnelle de l'endettement brut public japonais, l'article procède à trois corrections principales, en ligne avec celles qui sont faites pour un calcul "au sens de Maastricht". (1) La consolidation au sein de l'Etat japonais, en particulier pour prendre en compte les bons du

¹⁷ Au Japon, les institutions financières publiques, notamment Japan Post, la première entité financière mondiale par le poids des actifs, et le FILP (Fiscal Investment Loan Program), un peu l'équivalent de la Caisse des Dépôts en France, ont un passif cumulé de l'ordre de 120 % du PIB. Comme le bilan des institutions financières publiques est normalement équilibré, l'impact sur une mesure nette de la dette serait neutre. Cela aussi illustre l'importance de la définition du champ de l'Etat pour une mesure brute de la dette.

¹⁸ Le passif de la Sécurité sociale est uniquement une mesure explicite et ne prend pas en compte, à la différence de la comptabilité des entreprises, les engagements implicites en termes de retraite ou de santé.

Trésor détenu par la sécurité sociale ou les collectivités locales. (2) La correction du champ de l'Etat, dans la mesure où les réserves de change au Japon - qui donnent lieu à un flux d'endettement symétrique - sont gérées par le Ministère des finances et non par la banque centrale, alors que cette responsabilité est partagée entre la Banque de France et la BCE en Europe. (3) L'exclusion de certains actifs financiers spécifiques. Au total, la mesure de l'endettement japonais "au sens de Maastricht" est inférieure de 45 points de PIB par rapport à la mesure usuelle, une mesure qui reste cependant inconfortablement élevée et, en particulier, significativement plus élevée que celle de l'Italie.

Différentes mesures de l'endettement public japonais		Dettes publiques au sens de Maastricht		
(Champ de l'Etat consolidé, en % du PIB, 2009)		(en % du PIB, 2009)	Japon	Etats-Unis France
Dettes brutes		Mesure usuelle	211	85 78
Actifs financiers (FMI / BOJ)	211	Consolidation interne	-16	-4 ...
Actifs financiers (OCDE) après consolidation	194	Différence de champ	-21
Bons du Trésor JGB (MOF)	180	Excl. de certains instrumen	-8	-7 ...
Dettes nettes		Dettes au sens de Maastricht	167	74 78
Actifs financiers nets (BOJ)	105	Pour mémoire		
Actifs financiers et physiques (CAO)	10	Réserves de change	21	1 3
		Fonds de pension publics	39	28 3

Les estimations de l'endettement public japonais peuvent varier de 210 % du PIB (actifs financiers bruts) à 10% (actifs financiers et physiques nets).

Source: Monfort (2011)

Une mesure de la dette publique brute japonaise au sens de Maastricht produirait une mesure inférieure de 45 points de PIB, qui reste cependant inconfortablement élevée.

Tableau 2: Japon - Mesures alternatives de l'endettement public japonais

La note conclut sur une extension possible de la recherche avec une mesure plus ambitieuse de l'endettement public qui prendrait en compte non seulement l'endettement explicite mais aussi les engagements *implicites* de l'Etat en matière de retraite et de santé. Plusieurs raisons peuvent suggérer que, en dépit du vieillissement démographique, le Japon pourrait se trouver dans une situation comparativement favorable par rapport à d'autres pays: faible générosité des retraites, taux de participation des seniors élevé sur le marché du travail, relative bonne maîtrise des dépenses de santé... Cependant l'effort pour construire cet indicateur alternatif dans une dimension comparative s'est heurté à un certain nombre de difficultés (notamment la nécessité de produire des projections des dépenses sociales). Il a cependant débouché sur l'exercice comparativement plus simple de mesure de l'efficacité des dépenses publiques présenté comme premier chapitre de cette partie.

4. Politique monétaire: mesurer l'inflation et l'impact de la politique monétaire

Les trois contributions en matière de politique monétaire tournent autour de la mesure de l'inflation au Japon, au Paraguay ou à Haïti, tout en essayant de tirer des conclusions sur l'efficacité ou les moyens de la politique monétaire. Les problématiques en matière de lecture de l'inflation sont assez semblables, que le pays soit à faible revenu, à revenu intermédiaire ou une économie avancée: une partie du travail sur le Japon cherche ainsi une mesure de l'inflation, hors impact ponctuel de la hausse de la taxe à la consommation ou d'autres facteurs temporaires; pour le Paraguay, la mesure de l'inflation sous-jacente exclut les produits les plus volatiles. Le fonctionnement de la politique monétaire est par contre très différent entre les trois économies: le sous-développement des marchés financiers explique la faiblesse des mécanismes de transmission monétaire au Paraguay ou à Haïti; pour le Japon, le rôle des taux d'intérêt se heurte à la question du taux zéro dans un contexte déflationniste.

4.1 Premier bilan de la politique monétaire de M. Kuroda: quel est le contenu informationnel des indicateurs d'inflation au Japon (2012-2015)?

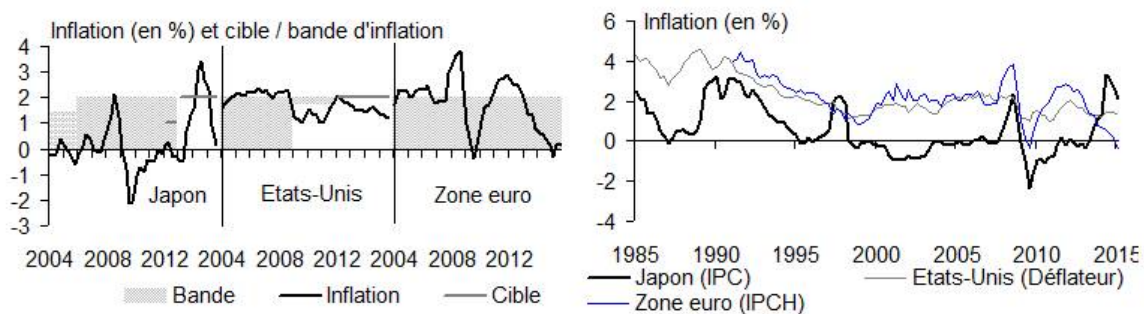
Une des composantes principales des "Abénomics" discutés dans la partie précédente est la nouvelle politique monétaire mise en oeuvre par le gouverneur Haruhiko Kuroda. Au lendemain prise de fonction en avril 2013, M. Kuroda se donne comme objectif de sortir le Japon de la déflation et se fixe un objectif d'inflation de 2% à un horizon de deux ans. Deux ans après, plusieurs facteurs compliquent la lecture du résultat: la hausse de la taxe à la consommation en 2014 a impacté les prix à la hausse tandis que la baisse du prix de l'énergie a un impact inflationniste; les anticipations d'inflation des ménages sont aussi élevées, mais elles l'étaient aussi au cours de la période de déflation.

Dans un article récent¹⁹, j'examine les propriétés des indicateurs usuels d'inflation au Japon pour apprécier dans quelle mesure la Banque du Japon (BOJ) a réussi à remplir son

¹⁹ B. Monfort, 2015 b, "How informative are inflation indicators in Japan?", miméographe.

objectif au non. Outre l'effort spécifique pour construire des indicateurs alternatifs et disséquer les données japonaises, l'originalité de l'article consiste à discuter systématiquement les résultats japonais par rapport aux Etats-Unis et à la zone euro.

La politique monétaire au Japon a longtemps présenté deux biais conservateurs par rapport aux Etats-Unis (graphique 18). (1) D'une part, jusqu'à l'adoption d'une cible d'inflation de 2% par la BOJ en avril 2012, la BOJ avait une cible d'inflation soit effectivement juste au-dessus de zéro, soit à 1%, contre pour la Réserve fédérale une cible de 1,7-2% depuis 2009 et de 2% depuis 2012²⁰. (2) D'autre part, la BOJ utilise un indice avec des poids fixes, qui présente un biais de surestimation de l'inflation de 0,5-0,9% par rapport à un déflateur de consommation (Shiratsuka, 1999) et peut-être de 2% par rapport à une vraie mesure d'inflation telle qu'obtenue par des données microéconomiques (Handbury, Watanabe et Weinstein, 2013). Dans les deux cas, la différence est moins marquée avec la BCE, la différence principale étant l'utilisation d'un indice hors loyers imputés en Europe, une composante qui a un impact marginalement déflationniste pour le Japon.



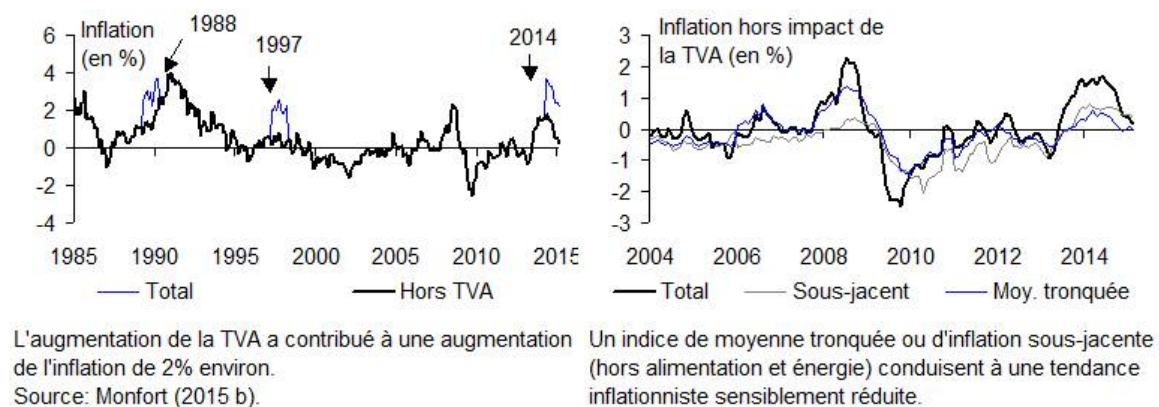
Le Japon a longtemps eu un objectif de politique monétaire ... tandis que l'inflation a été de 0,4% en moyenne depuis la plus conservateur que la Réserve fédérale... bulle, contre 1,9% aux Etats-Unis et 2,1% en Europe.
Source: Monfort (2015 b); BCE; Réserve fédérale; BOJ; Statistical Office of Japan.

Graphique 18: Japon, Etats-Unis et Europe - Inflation et cible d'inflation

²⁰ La BOJ est arrivée à la définition d'une cible de 2% après un chemin tortueux (voir par exemple Ito, 2004), avec d'abord une inflation simplement positive jusqu'en 2006 - donc uniquement avec un seuil inférieur de zéro, puis une bande de 0 à 2%, enfin un "objectif" de 1% en 2012, et une cible de 2% en 2013. La Réserve fédérale par contre est passée d'une bande de 0 à 2% jusqu'en 2009, à une bande de 1,7-2% depuis 2009 et une cible de 2% en 2012. La BCE a maintenu un objectif de "en dessous mais proche de 2%" tout en renforçant récemment la symétrie entre le risque inflationniste et le risque déflationniste.

L'impact de la hausse du taux de la taxe à la consommation (de 5% à 8% en avril 2014) sur les prix dépend de la manière dont la taxe est répercutée sur les prix et dans quels délais. L'analyse suggère que la hausse a été presque entière (autour de 90%, contre 70-80% pour des épisodes similaires de hausse à la consommation en Europe) et concentrée le mois du changement de taux, avec cependant un petit effet de modération des prix avant la hausse du taux de TVA. Au total, la hausse de 3 points de taxe à la consommation a eu un impact de 2 points sur l'inflation, ce qui correspond à peu près au poids des produits affectés par la taxe à la consommation (autour de 70% des produits de l'indice des prix, contre 55-60% en Europe).

L'article étudie les propriétés de divers indices des prix (construits par exclusion des produits les plus volatiles ou simplement de certaines catégories de produits). Les indices de moyenne tronquée montrent une tendance inflationniste beaucoup plus faible que celle de l'inflation sous-jacente. Cependant, à la différence de l'étude présentée après sur le Paraguay, ces indices ont aussi un contenu en information plus faible: dans un contexte déflationniste, les changements de prix enregistrés sont plus rares mais aussi relativement plus élevés et la moyenne tronquée enlève cette information. Un indice par exclusion d'une catégorie de produits, par exemple alimentation et énergie comme aux Etats-Unis, a de son côté tendance à exclure un trop grand nombre de produits (32% au Japon contre 20% aux Etats-Unis). Au total, l'indice traditionnel d'inflation sous-jacente hors produits frais présente des caractéristiques acceptables à la fois en termes de pouvoir prédictif de l'inflation future ou d'approximation non bruitée des tendances inflationnistes (graphique 19).

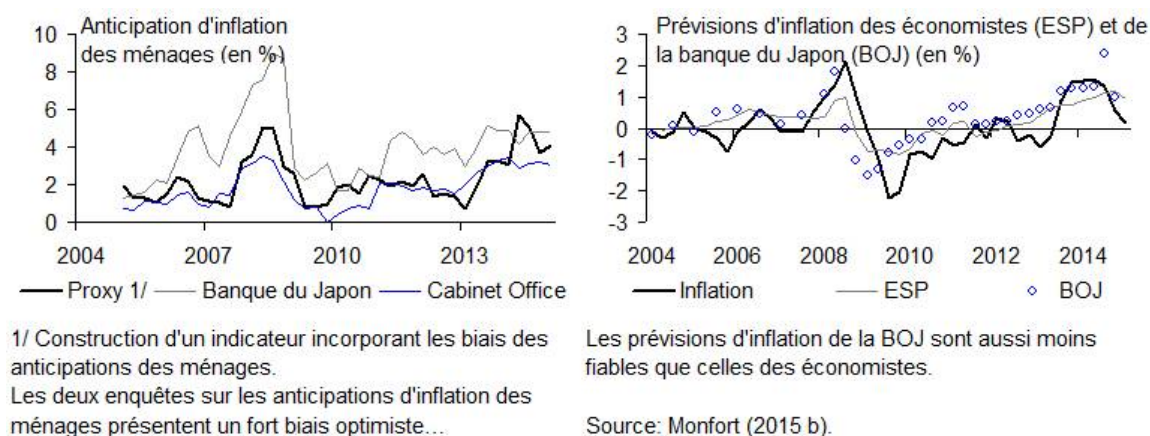


Graphique 19: Japon - Inflation hors TVA et indicateurs d'inflation sous-jacente

Est-ce que les indicateurs d'anticipation offrent des résultats plus encourageants sur le succès de la politique du gouverneur Kuroda? Les anticipations d'inflation sont à la fois un moyen de mesurer le succès de cette politique, mais aussi un instrument de cette politique en raison du caractère autoréalisateur des anticipations d'inflation. L'article analyse quatre indicateurs différents: les anticipations des ménages d'après deux sources, dont la BOJ; les prévisions des économistes (ESP, *Economic Survey of Professional Forecasters*) et celles du conseil de politique monétaire de la BOJ.

Les anticipations des ménages sont peu informatives en raison de nombreux biais: la tendance à surpondérer les articles achetés fréquemment; le fait de censurer les observations en étant d'abord sensible aux hausses de prix et non aux baisses de prix; enfin le fait de ne pas ajuster pour l'amélioration de la qualité, à la différence de quelques articles du panier du consommateur²¹. Au total, en corrigeant des deux premiers biais, l'article construit une estimation des anticipations des ménages proches des résultats des enquêtes et avec un biais positif élevé de près de 2 points (graphique 20). Au cours de la période de déflation, les ménages avaient aussi gardé constamment des anticipations d'inflation positive.

²¹ Sur l'écart entre la perception des ménages et l'inflation mesurée, la situation au Japon (il n'y a finalement pas eu de déflation pour les ménages) fait penser à la perception de l'euro comme une monnaie inflationniste, à la fois lors du passage à l'euro fiduciaire en 2002 ou depuis treize ans.



Graphique 20: Japon - Anticipation d'inflation (ménages, économistes, banque centrale)

Une autre série d'indicateurs porte sur les prévisions des économistes et de la BOJ: la performance relative entre les économistes et la BOJ dépend de l'horizon considéré, avec un biais plus faible de la BOJ à court-terme mais un biais optimiste à deux ans deux fois plus fort; en termes d'erreur moyenne au carré (RMSE), les économistes sont cependant plus fiables avec une meilleure performance que le conseil de politique monétaire. Aux Etats-Unis, la Réserve fédérale n'a pas de biais de prévision à long-terme, tandis que la BCE a au contraire un biais négatif; ces deux banques centrales ont aussi une meilleure performance en terme de RMSE à long-terme. Depuis la mise en oeuvre des Abénomics, les économistes prévoient une augmentation graduelle de l'inflation, mais qui reste bien en deçà de la cible de la BOJ.

A la fois l'analyse détaillée de l'inflation et celle des anticipations et des prévisions d'inflation montrent que l'objectif d'atteindre une cible de 2% d'inflation est beaucoup plus difficile que prévu. En même temps, la nouvelle direction de la BOJ s'est départie d'un biais conservateur en matière de politique monétaire et le Japon semble être en train de sortir, de manière lente et progressive, de la déflation. Outre ses implications pour la politique économique, l'article présente une méthodologie commune à de nombreux articles rassemblés ici: analyse détaillée des données, comparaison internationale...

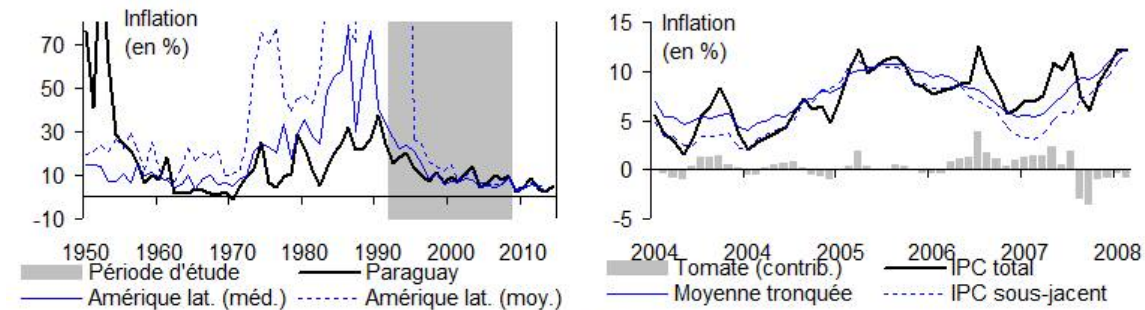
4.2 Inflation par les coûts ou équation de demande de monnaie: quelles sont les déterminants de l'inflation au Paraguay (1991-2007)?

Les deux articles suivants forcent le lecteur patient à passer d'une déflation de 1-2% à une inflation de 9-15% et de convertir ses yens en guaranis et en gourdes - en passant par des dollars - à moins qu'il n'anticipe une poursuite de la déflation au Japon. Les liaisons aériennes nécessitent au moins deux escales.

Le Paraguay n'a pas connu d'épisode d'hyperinflation dans l'après guerre à la différence de la majorité des pays d'Amérique latine. Au début des années 2000 par contre, il est resté affligé par une inflation modérément élevée, à 9%, supérieure de 2½ points de pourcentage à celle de ses voisins, comme si l'expérience d'hyperinflation (et les changements institutionnels associés) les avait guéris même d'une inflation modérée (graphique 21). Au début des années 2000, l'inflation au Paraguay présente aussi une très forte volatilité, avec des sauts mensuels du taux d'inflation très importants.

Dans un travail avec Santiago Peña, nous essayons de comprendre ces caractéristiques de l'inflation au Paraguay²². L'article comporte deux parties principales. La première partie consiste dans la description du processus inflationniste au Paraguay et la recherche d'un indicateur d'inflation sous-jacente approprié. La seconde partie consiste dans la modélisation économétrique du processus d'inflation en utilisant un VAR cointégré (VECM) selon la méthode proposée par Johansen (1991) avec deux relations de cointégration, l'une basée sur la demande de monnaie, l'autre sur les coûts (*cost-push*). La période d'étude de 1991 à 2007 reflète en partie des contraintes en termes de disponibilité des données, à la fois en termes de données détaillées d'inflation et de ses déterminants macroéconomiques à une fréquence trimestrielle. La période est marquée par cinq crises bancaires successives, certains liés à des crises régionales comme celle du Brésil en 1998 ou celle de l'Argentine en 2001.

²² B. Monfort, et S. Pena, 2009, "Inflation Determinants in Paraguay", publié comme chapitre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), Fonds Monétaire International. Aussi disponible comme document de travail du FMI (WP/08/270). Travail présenté lors d'un séminaire interne à la Banque centrale du Paraguay (BCP).



Sans connaître d'hyperinflation dans les années 1980, le Paraguay a cependant une inflation plus élevée que celle des pays d'Amérique latine dans les années 2000.

Des indicateurs d'inflation sous-jacente (hors produits frais, moyenne tronquée) permet de corriger la très forte volatilité due à quelques produits.

Sources: Monfort et Pena (2008); Perspectives économiques mondiales (FMI, 2015).

Graphique 21: Paraguay - Inflation et indicateurs d'inflation sous-jacente

Trois groupes de produits principaux contribuent à la forte volatilité de l'indice des prix au Paraguay. (1) Les produits énergétiques représentent entre 3 et 6% de l'indice des prix (selon l'année de base du panier), avec notamment une subvention du diesel et des ajustements rares mais importants des prix administrés. (2) Les produits carnés représentent près de 11% du panier de l'indice des prix (contre à titre d'illustration 0,4% du panier des ménages français) et ils ont été affectés par la forte variation des prix internationaux mais aussi plusieurs épisodes de fièvre aphteuse. (3) Enfin, les produits qui influencent le plus la volatilité de l'indice des prix sont les produits frais (fruits et légumes), qui pèsent pour 6% du panier du consommateur. Les conditions météorologiques sont un facteur commun dans le monde qui explique la volatilité du prix de ces produits et leur exclusion traditionnelle des indices d'inflation sous-jacente. Au Paraguay cependant s'ajoutait un facteur politique sur la production locale des tomates²³. Ces différents facteurs expliquent que l'inflation (en glissement annuel) connaît parfois

²³ Lors de la période de mise sur le marché des tomates locales, un ministre influent fermait pour des raisons prétendument sanitaires la frontière aux tomates importées, contribuant à l'envolée des prix des tomates produites principalement dans sa circonscription. Une fois les produits locaux écoulés, les tomates importées étaient de nouveau autorisées. Les tomates ne pèsent que 1% de l'indice des prix à la consommation, mais des évolutions jusqu'à 350% sur un trimestre peuvent contribuer ainsi à une accélération de l'inflation de 3-4 points. Ceci illustre aussi les limites des indices de prix basés sur des prix fixes, qui ne prennent pas en compte les effets de substitution entre produits. On pourrait trouver des anecdotes similaires sur chacun des pays couverts par la note de synthèse.

des sauts importants, par exemple elle accélère de 8,9% à 12,5% entre novembre et décembre 2006 ou décélère de 12% à 7,4% entre octobre et novembre 2007.

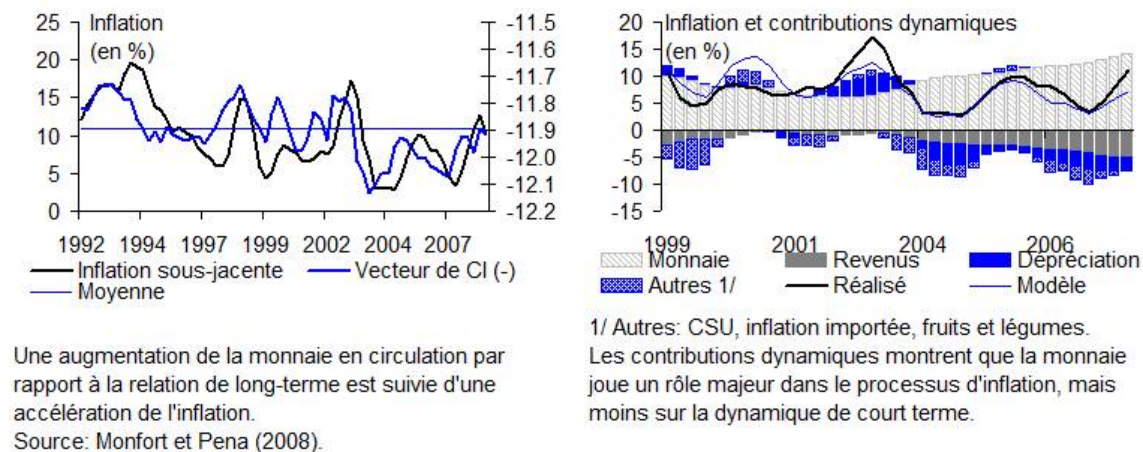
L'article étudie les propriétés de différents indices d'inflation sous-jacente, soit qu'ils soient basés sur l'exclusion ad hoc de produits (produits frais, ensemble de la nourriture, énergie, ou combinaison de ces produits), soit qu'ils soient basés sur une exclusion des produits les plus volatiles à un mois donné, avec des indices de moyenne tronquée (indices symétriques ou asymétriques). Chacun des indices sous-jacents présente des avantages en fonction du critère retenu (faible volatilité, pouvoir prédictif de l'inflation future...). Les meilleurs indicateurs sont une moyenne tronquée asymétrique ou l'indicateur d'inflation hors produit frais, qui est supérieur à des indicateurs qui excluent un plus grand nombre de produits (alimentation ou énergie). Le reste de l'analyse repose sur l'indicateur d'inflation hors produits frais.

L'analyse économétrique repose sur l'estimation de deux modèles d'inflation: l'un basé sur la demande de monnaie avec une équation quantitative traditionnelle (indicateur monétaire, prix, revenus, taux d'intérêt); l'autre sur des comportements de marge, reflet du coût salarial unitaire (CSU) et des intrants domestiques ou importés. Ces deux modélisations sont étudiées séparément avec la méthodologie d'OLS dynamique (DOLS) de Stock et Watson (1993), puis intégrés dans un VECM.

En ce qui concerne l'inflation déterminée par les marges, nous trouvons que le CSU est le principal déterminant de l'inflation (avec un coefficient entre 0,75 et 0,9 selon les estimations) ainsi que l'inflation importée, mesuré par l'indice des prix au Brésil, la principale source pour les importations du Paraguay. Prise isolément, une estimation du processus inflationniste avec uniquement une équation de marge à long-terme explique moins de la moitié de la dynamique de l'inflation.

L'estimation d'une équation de demande de monnaie produit spontanément un coefficient pour la monnaie en circulation proche de l'unité, mais une élasticité par rapport au revenu entre 1,5 et 2,0, supérieure à la valeur prévue par des modèles théoriques mais en ligne avec d'autres études sur des économies en développement. Un souci spécifique des décideurs de politique économique au moment de la rédaction de l'article portait aussi sur le risque de dérapage inflationniste en raison de la croissance soutenue de la masse

monétaire: le modèle prédit une accélération de l'inflation suite à une augmentation monétaire en excès du niveau prédit par la relation de long-terme (graphique 22).



Graphique 22: Paraguay - Modélisation de la dynamique d'inflation

Le modèle complet prend en compte une seule relation de long-terme, la demande de monnaie, dans la mesure où le coefficient de la relation de long-terme lié aux marges n'est pas significatif et est de signe opposé à une interprétation en terme de modèle à correction d'erreurs. Par contre les prix brésiliens, le CSU ou les prix administrés contribuent à la dynamique de court-terme de l'inflation. Les deux premiers retards de l'inflation sont aussi significatifs, ce qui illustre la persistance des chocs d'inflation. Le modèle complet explique bien la dynamique d'inflation (graphique 22) et l'étude des contributions dynamiques permet de prendre en compte le poids des différents facteurs. En particulier, l'augmentation monétaire au moment de la rédaction de l'article est compensée par la croissance du revenu (et donc du motif de transaction de détention de monnaie) ainsi que par l'appréciation du taux de change qui réduit l'inflation importée.

Depuis la rédaction de l'article, le Paraguay a connu une inflation autour de 4,5% qui reste plus élevée que celle de la moyenne des pays d'Amérique latine, mais avec une différence qui s'est considérablement réduite, autour de 0,7 point soit 3 points de différence de moins que sur la période d'étude de l'article. La volatilité de l'inflation est deux fois inférieure à celle de la période d'étude et marginalement supérieure à celle des pays d'Amérique latine. L'article illustre une démarche commune à de nombreux problèmes présentés dans cette note de synthèse: comprendre dans le détail un

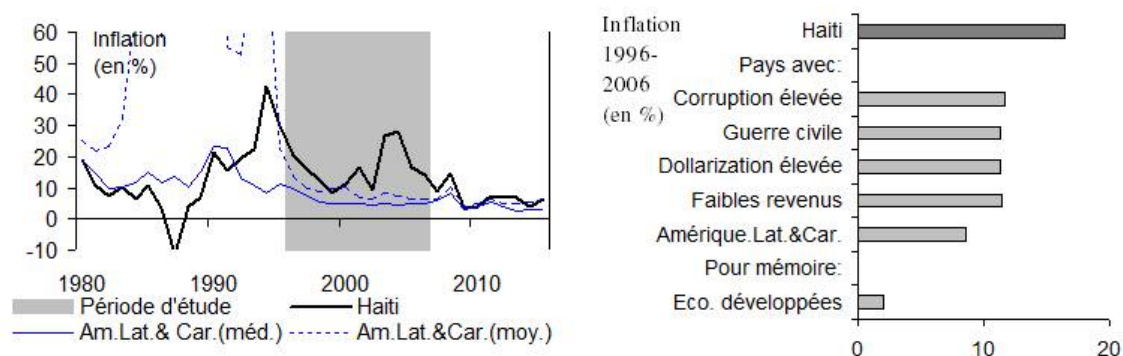
phénomène économique, expliquer ses déterminants, proposer des améliorations en matière de politique économique.

4.3 "Il n'y a que le national qui monte et descend": quelles sont les raisons de la persistance de l'inflation à Haïti (1996-2006)?

Un proverbe créole déclare qu' "il n'y a que le [drapeau] national qui monte et descend" lors de la cérémonie des couleurs et suggère par contre que les prix connaissent un mouvement unique à la hausse: ainsi, la dépréciation de la monnaie nationale, la gourde, conduit à une augmentation du prix des produits importés, comme le riz, une denrée importante pour la population, mais l'appréciation du change par contre n'a pas d'impact à la baisse sur les prix.

Mon travail sur Haïti²⁴ comprend de nombreuses similarités avec le travail précédent sur le Paraguay. L'enjeu principal est d'expliquer la persistance d'une inflation à deux chiffres à Haïti, autour de 15% sur la période d'étude, soit, dans le contexte de "grande modération" de l'inflation des années 2000 parmi les dix plus élevées au monde (graphique 23). La méthode repose aussi sur un VAR cointégré (VECM), centré cette fois uniquement sur la demande de monnaie. Enfin, l'exercice illustre les difficultés d'utiliser des techniques économétriques pour des pays en développement: nécessité de construire certaines données trimestrielles comme le PIB et le PNB (en utilisant la méthode de Chow-Lin); volatilité forte des principales variables d'études; importance des chocs, économiques, réglementaires ou politiques.

²⁴ B. Monfort, 2006, "Haiti –Money Demand and Inflation Dynamics", FMI, Département des Amériques, miméographe. Article présenté lors d'un séminaire interne à la Banque de la République d'Haïti (BRH).



Haïti a connu une inflation persistante plus élevée que la moyenne des pays d'Amérique latine et des Caraïbes de 1996 à 2006...

... et aussi plus élevée que celle des pays comparables (pays avec une corruption élevée, un taux de dollarisation élevé, une situation de / proche de la guerre civile...).

Sources: Monfort (2006); Perspectives économiques mondiales (FMI, 2015).

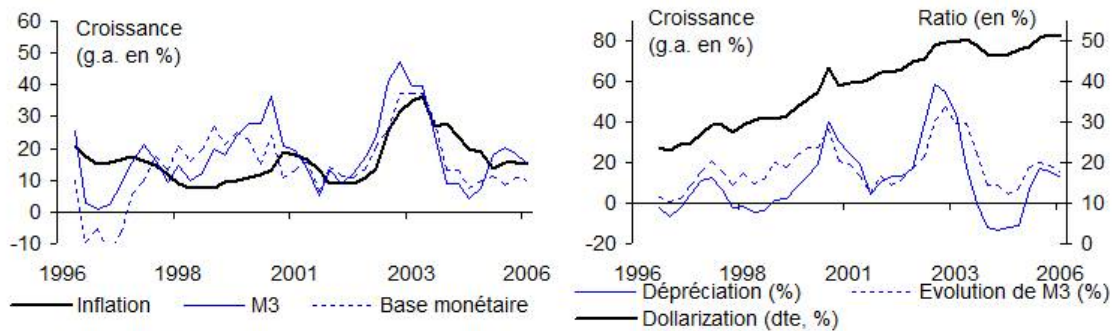
Graphique 23: Haïti - Inflation comparée avec celle d'autres pays

Le modèle étudié repose à long-terme sur une fonction de demande de monnaie classique, qui capture deux motifs différents de détention de monnaie, celui de transaction et celui de spéculation. A court-terme, l'inflation est aussi influencée par des variables exogènes comme le prix des produits alimentaires importés ou les prix du pétrole. La période d'étude couvre 1996 à 2006 et présente une certaine unité et stabilité, de la restauration de la démocratie à Haïti en 1994 à la négociation d'une Facilité de lutte contre la pauvreté (PRGF) avec le FMI en 2006. En 2004 cependant, un coup d'Etat dépose le président Jean-Bertrand Aristide. Le taux de change est aussi flottant sur l'ensemble de la période, malgré des interventions ponctuelles pour stabiliser le change, Haïti ayant abandonné en 1989 un taux de change fixe avec le dollar en place de 1912²⁵.

Une caractéristique importante de la période d'étude est l'augmentation de la dollarisation, avec une progression des dépôts en dollars de 3% du PIB en 1995 à 18% en 2005, soit un niveau équivalent à celui des dépôts en gourdes. Des études sur des économies dollarisées (comme la Russie par exemple) montre qu'une fonction de demande de monnaie est plus robuste en intégrant aussi les liquidités en devises, mais ces données ne sont pas disponibles pour Haïti (graphique 24). L'agrégat monétaire retenu est l'agrégat monétaire

²⁵ Pour autant, la population continue d'utiliser l'expression "dollar haïtien" pour désigner le taux de change de cinq gourdes pour un dollar qui a prévalu pendant près d'un siècle. Le taux actuel est autour de 50 gourdes par dollar.

large M3, qui couvre la monnaie en circulation, ainsi que les dépôts en gourdes et en dollars. La dépréciation du change conduit ainsi à une augmentation de M3 via l'augmentation du poids des dépôts en devises mesurés en monnaie locale. Une estimation alternative basée sur l'agrégat monétaire au sens étroit M0, plus directement contrôlable par la banque centrale, est aussi présenté.



L'agrégat principal retenu est la monnaie au sens large M3... qui inclut indirectement l'impact du taux de change.
Sources: Monfort (2006).

Graphique 24: Haïti - Demande de monnaie et dollarisation

L'estimation économétrique détermine l'existence d'une relation de cointégration, interprétée comme une fonction de demande de monnaie, avec une élasticité unitaire pour les prix, mais une élasticité par rapport au revenu proche de deux. L'élasticité par rapport au revenu est le double de celle prédite par le modèle théorique d'équation quantitative de la monnaie, mais en ligne avec des estimations trouvées pour d'autres économies dollarisées. L'absence d'impact significatif des taux d'intérêt est expliquée par l'absence de profondeur du marché obligataire ou par la relative indifférence des déposants aux évolutions des taux d'intérêt. La relation de cointégration a un bon pouvoir explicatif pour expliquer les épisodes d'accélération de l'inflation.

A court-terme, de manière surprenante, le taux de change n'a pas d'impact significatif sur l'inflation, malgré le poids des produits importés dans le panier de consommation (proche de 40%). Pour comprendre ce résultat, je me suis intéressé à deux composante spécifiques; les produits alimentaires importées (poids de 20%) et le produits pétroliers (poids direct de 3% et indirect de 6%). Ni l'un ni l'autre ne sont significatifs sur la période d'étude. L'impact du prix du pétrole n'est significatif qu'après la suppression de la subvention aux prix pétroliers destinée à lisser les prix, sur les trois dernières années de la

période d'étude. Pour les produits alimentaires importées, leur variation est atténuée par les subventions des donateurs étrangers ou par les comportements oligopolistiques des distributeurs haïtiens (qui profitent notamment des dépréciations ou des pénuries pour hausser les prix, puis conservent des marges élevées).

La persistance de l'inflation à Haïti provient à la fois de la faiblesse de la force de rappel (une déviation des prix de 1% par rapport au niveau de long-terme conduit à une correction de seulement 0,05% un trimestre donné) et par l'importance du terme autorégressif (une augmentation de 1% de l'inflation un trimestre donné conduit à une nouvelle augmentation de 0,35% au trimestre suivant).

L'exercice illustre ainsi les défis et les limites de la politique monétaire à Haïti²⁶. L'offre de monnaie est un déterminant important à long-terme des prix, donc l'arrêt du financement monétaire du déficit budgétaire à la fin de la période d'étude (en 2004) devrait contribuer à réduire l'inflation. Une cible intermédiaire basée sur l'offre de monnaie peut aussi conduire à une réduction progressive de l'inflation. Au delà, l'approfondissement du marché obligataire et l'amélioration de la crédibilité de la banque centrale est nécessaire pour renforcer les effets de transmission des taux d'intérêts.

Au cours des huit années suivants la rédaction de cet article, l'inflation à Haïti a été en moyenne de 7,0%, soit un chiffre qui reste un peu supérieur à celui des pays d'Amérique latine, à 5,8%. La différence entre Haïti et l'Amérique latine s'est cependant réduit très fortement, à 1,2% contre 8,0% sur la période d'étude, en partie à cause de l'amélioration du cadre de politique monétaire²⁷.

²⁶ L. Redifer et K. Hartelius, 2007, "Monetary Policy in Haiti: Improving Effectiveness" (Haiti: Selected Issues and Statistical Appendix, FMI) utilisent les résultats du travail sur la demande de monnaie pour développer plus précisément les implications en matière de politique monétaire.

²⁷ Pour une analyse plus récente de la politique monétaire à Haïti, voir par exemple L. Norton et G. Di Bella, 2014, "Monetary Policy and Financial Intermediation in Haiti" (Haiti: Selected Issues and Statistical Appendix, FMI). Les auteurs montrent notamment la persistance de la faiblesse de la transmission monétaire.

5. Economie internationale: surveiller la compétitivité externe, faire face aux chocs internationaux et réguler les flux bancaires mondiaux.

La dernière partie de cette note de synthèse rassemble cinq articles qui couvrent divers aspects d'économie internationale et qui portent sur des éléments moins directement contrôlables par le décideur de politique économique. Les deux premiers articles s'intéressent au taux de change et à la compétitivité internationale d'un pays, avec des études portant sur le taux de change d'équilibre pour le Paraguay et sur les accords de libre échange pour le Chili. L'article suivant s'intéresse à la transmission de chocs internationaux entre les pays du G7, en regardant en particulier l'importance des canaux de transmission commerciaux ou financiers. L'avant dernier article porte sur la réglementation financière internationale et sur l'impact procyclique qu'elle peut avoir par son impact sur les flux de capitaux. Le dernier article enfin présente un modèle théorique sur la transmission d'information par les taux d'intérêt dans un modèle de crise de change.

Malgré la diversité de ces articles, plusieurs thèmes sont communs à deux ou trois d'entre eux (accords de libre-échange, crises internationales, taux de change, ou compétitivité). Chacune de ces analyses peut aussi avoir des implications en termes de politique économique: par exemple, le jugement par la banque centrale du niveau du change peut la conduire à mettre en oeuvre une politique pour freiner une appréciation du change qui ne correspondrait pas au fondamentaux; l'appréciation des déterminants des exportations ou des obstacles à leur croissance peut conduire à mettre en oeuvre des politiques spécifiques d'offre pour les favoriser.

5.1 Evaluation du taux de change d'équilibre: le Paraguay doit-il freiner l'appréciation du taux de change (1991-2007)?

Le niveau du taux de change est une variable économique importante pour la politique économique même si souvent au delà du contrôle direct des autorités. Une appréciation du taux de change joue ainsi un rôle récessif sur l'économie, en pénalisant le secteur exportateur et en favorisant les importations et peut ainsi annuler l'impact d'une politique

monétaire ou budgétaire expansionniste. Si la banque centrale essaie de ralentir une appréciation qu'elle juge injustifiée, sa politique d'intervention sur le marché des changes a aussi un coût quasi-budgétaire important en raison du coût de stérilisation des réserves de change.

En 2007, le Paraguay était confronté à une situation de ce type, avec une appréciation du taux de change effectif réel de 35% par rapport au niveau quatre ans auparavant. Dans un article avec Bergljot Barkbu²⁸, nous explorons si l'appréciation du taux de change s'explique par ses déterminants économiques fondamentaux ou non. L'article est une application pour le Paraguay d'une méthodologie développée par le FMI (2006) qui propose une suite de modèles pour diagnostiquer la sur-évaluation ou la sous-évaluation d'un niveau de taux de change. L'objectif du diagnostic ne concerne pas uniquement l'impact du taux de change sur une économie donnée, mais aussi, dans un contexte de coordination internationale, vise à déterminer si ce pays pratique une manipulation des changes au détriment de ses partenaires et compétiteurs en matière de commerce international²⁹.

L'originalité de l'article consiste principalement dans la discussion de la pertinence de l'application d'une méthodologie à un cas spécifique. L'article présente plusieurs points communs avec certains des articles présentés précédemment, notamment avec un effort pour construire plusieurs indicateurs du taux de change réel (comme précédemment avec les travaux sur l'inflation ou sur la politique budgétaire) et une discussion de la

²⁸ B. Barkbu et B. Monfort, "Is the exchange rate in Paraguay overvalued?", 2009, publié comme chapitre du livre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), Fonds Monétaire International. Travail présenté lors d'un séminaire interne à la Banque centrale du Paraguay (BCP).

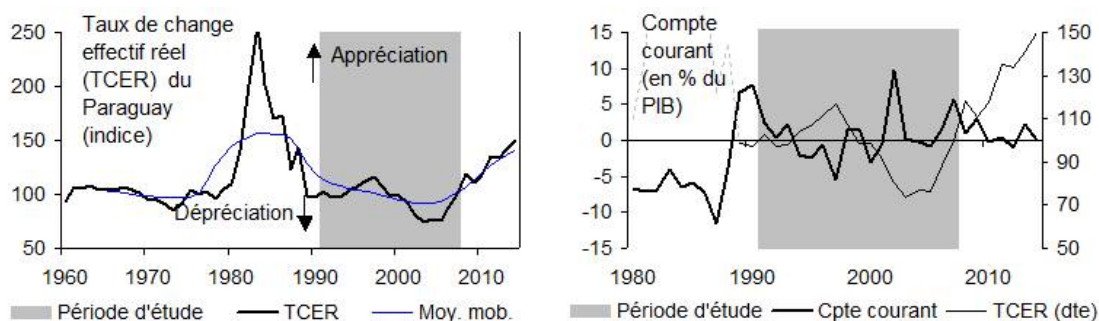
²⁹ Le mandat du FMI en matière de surveillance des taux de change est une des fonctions historiques du FMI. Dans le contexte qui a suivi la fin du système de Bretton Woods, le FMI par une décision de 1977, amendée en 2007, est amené à faire un suivi des manipulations de change (pour déprécier artificiellement une monnaie), des interventions de change (pour réduire la volatilité du change), de la coordination entre pays et de la soutenabilité du taux de change. La méthodologie mise en oeuvre dans l'article est celle appelée CGER (Consultative Group on Exchange Rate Issues). Elle a été depuis amendée en 2013 par une nouvelle méthodologie appelée EBA (External Balance Assessment) cf. FMI (2006) et FMI (2013).

persistance de certains phénomènes, en l'occurrence le faible niveau du change pendant une période de cinq ans au début des années 2000 (comme précédemment pour la discussion de la décennie perdue japonaise).

L'étude porte sur la période 1991-2007, une période caractérisée par un système de change dit de "parité à crémaillère" avec des ajustements périodiques du change par rapport à un panier de monnaies, par opposition aux périodes de change libre ou de "chute libre", selon l'expression de Reinhart et Rogoff (2002), sur la période 1981-1991.

Plusieurs méthodes peuvent être utilisées pour apprécier le niveau d'un taux de change. Les deux méthodes statistiques s'intéressent à l'évolution du taux de change réel par rapport à un niveau historique, censé refléter à long-terme la loi du prix unique ou indirectement, aux résultats du secteur exportateur et aux parts de marché d'un pays sur les marchés mondiaux. Les deux méthodes économétriques cherchent à déterminer les déviations du taux de change réel et du solde courant de la balance des paiements par rapport à des normes déterminées par des modèles estimés.

Le taux de change effectif réel (TCER) est une somme pondérée de taux de changes réels par rapport aux principaux partenaires et compétiteurs commerciaux: les indicateurs peuvent varier selon la pondération des pays partenaires ou selon l'indicateur de prix utilisé (inflation, inflation sous-jacente, coût salarial unitaire, déflateur du PIB). Les différents indicateurs disponibles pour le Paraguay donnent des TCER relativement proches. Le TCER en 2007 était proche de son niveau moyen historique tandis que la performance du secteur exportateur était relativement bonne, en dépit de l'appréciation du change. Le solde courant enregistre aussi des excédents sur la seconde moitié de la période d'étude, malgré l'appréciation du change (graphique 25).



Le TCER du Paraguay a connu une dépréciation au milieu des années 2000s, avant de connaître une appréciation de 35% au delà de la période d'étude.

Le compte courant a enregistré des excédents début 2000, avant de retourner à un niveau équilibré.

Sources: Barbku et Monfort (2009): FMI, Perspectives économiques mondiales; Banque centrale du Paraguay.

Graphique 25: Paraguay - Taux de change effectif réel et solde extérieur courant

Un premier modèle économétrique cherche à estimer un taux de change d'équilibre, calculé comme le taux de change déterminé par les déterminants fondamentaux du taux de change. Plusieurs variables ont tendance à conduire à une appréciation du taux de change réel: les termes de l'échange conduisent à une augmentation des réserves en devises ou des dépenses nationales plus élevés; les gains relatifs de productivité, qui capturent l'effet Balassa-Samuelson, conduisent à une augmentation du prix des produits non-échangeables; enfin les actifs étrangers nets conduisent aussi à une appréciation via un effet richesse. Par contre, une plus grande ouverture commerciale conduit à une plus grande compétition des biens échangeables et donc une baisse des prix, tandis qu'une réduction des flux de capitaux, qui se traduit par une amélioration du solde courant, conduisent à une baisse de la demande pour les biens non-échangeables. Le signe du déficit public est incertain, selon que les dépenses publiques soient dirigées majoritairement vers des postes non-échangeables (masse salariale) ou échangeables (certaines dépenses d'investissement par exemple). La faiblesse du coefficient de la relation de long-terme suggère aussi que les déviations sont durables.

L'article discute deux difficultés principales de l'estimation. L'une est liée à la fragilité courante des modèles de change d'équilibre, les variables n'étant pas significatives ou avec le signe prédit par la théorie, même si le modèle capture généralement correctement l'impact des termes de l'échange, l'effet Balassa-Samuelson et l'impact du compte courant. L'autre difficulté est liée au choix de la période d'estimation: par construction, un modèle

VAR cointégré comme étudié dans l'étude interprète la valeur de long-terme comme la variable moyenne estimée³⁰. Pour la période 2002-2005, la sous-évaluation du taux de change est liée en partie au sentiment pessimiste des marchés, capturé par exemple par le spread sur les obligations publiques dans les pays émergents, ou la tendance presque systématique à sous-estimer les perspectives de croissance au Paraguay ou en Argentine. Le modèle estimé sur la période complète suggère qu'en 2007 le taux de change était surévalué de près de 15%. Le modèle estimé sur une période plus courte, qui exclut la persistance d'un sentiment négatif sur ces pays, prédit par contre une sur-évaluation de seulement 4%, dans la marge d'erreur du modèle (tableau 3).

Un deuxième modèle applique une méthodologie similaire au solde courant, déterminé à la fois comme équilibre externe mesuré par le compte courant et équilibre interne mesuré par l'écart entre l'investissement et l'épargne. Le modèle prend en compte spécifiquement les flux de ressources liés aux deux barrages d'Itaipú³¹ et de Yacyretá ("*binacionales*"). Selon le choix de l'estimation, le taux de change réel est soit proche du nouveau d'équilibre, soit surévalué.

³⁰ Une estimation sur données de panel avec plusieurs pays, comme fait par le CGER (IMF, 2006), permettrait d'éliminer certains de ces biais, mais au prix d'une perte d'information sur le pays (poids spécifique des échanges extérieurs ou composition de la demande publique).

³¹ Au moment de la rédaction de l'article, le barrage d'Itaipú était le premier barrage hydroélectrique du monde en terme de capacité de génération électrique. Il est depuis 2013 dépassé par le Barrage des trois gorges en Chine. Il produit 15% de la consommation électrique du Brésil et 75% de celle du Paraguay. Les flux de revenus liés au barrage (paiements en devise par le Brésil) sont de l'ordre de 3 à 7% du PIB.

Diagnostic sur le TCER en 2007: est-il surévalué?			Le modèle TCER explique-t-il l'appréciation récente?		
	Surévaluation en 2007 (%)	Diagno- stic	Variables	Coefficients 1/	1991-2002 2008-14
Statistiques commerciales:			TCER		100 128
1- Performances des exportations		Non	Termes de l'échange	0.18***	100 108
2- Parts de marché		Non	Matières premières (exportations)		100 203
			Boeuf (15 %)		100 175
			Soja (50 %)		100 212
Modèles :			Produits industriels (importations)		100 188
1- Modèles TCER			Productivité relative	0.21***	100 128
Estimation 1991-2007	11-15 %	Oui	Solde budgétaire	-1.28***	1.5 0.2
Estimation 1991-2002	4 %	Non	Cpte courant (%)	-0.70***	0.3 0.8
2- Modèles Compte courant			Actifs extér. nets	-0.37***
Est. 1991-2007, sans binacionales	10 %	Oui	Ouverture	0.06***
Est. 1991-2007, avec binacionales	2 %	Non	1/ Modèle estimé sur la période 1991-2002.		

Le diagnostic sur la surévaluation ou non du TCER dépend fortement de la période d'estimation ou des hypothèses du modèle.

Sources: Barbku et Monfort (2009); FMI, Perspectives économiques mondiales; Banque centrale du Paraguay.

L'actualisation du modèle prédit une appréciation du TCER de 24% contre une appréciation observée de 28%.

Tableau 3: Paraguay - Prédiction et actualisation de modèles du TCER

Depuis la rédaction de l'article, le TCER du Paraguay a continué à s'apprécier, avec une appréciation de l'ordre de 35% par rapport à la période d'étude (ou de 28% par rapport à la période plus réduite 1990-2002). Une actualisation partielle, sur la base des données disponibles, des déterminants du modèle principal suggèrent que ceux-ci capturent bien l'appréciation du change: les termes de l'échange ont continué à progresser, avec une croissance plus rapide des principaux produits exportés par le Paraguay (soja et bœuf) par rapport aux produits importés; le pays continue aussi de réduire son différentiel de productivité, l'appréciation a été modérée par la dégradation du solde budgétaire mais accentué par l'amélioration du solde courant.

5.2 Accords de libre-échange et commerce international: quels sont les bénéfices des accords de libre échange pour le Chili (1990-2007)?

Une des raisons du "miracle économique" chilien dans les années 1980 et 1990s qui le distingue des autres économies d'Amérique latine provient d'une stratégie axée vers l'extérieur de croissance tirée par les exportations, opposée à la stratégie mise en oeuvre vingt ans plus tôt dans d'autres pays d'Amérique latine de substitution des exportations.

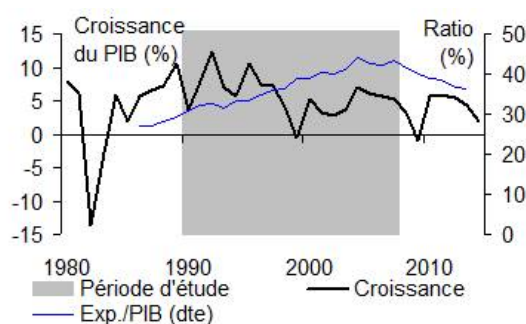
Dans un article écrit en 2007³², j'essaie de tester économétriquement le rôle des accords de libre échange dans des équations de commerce extérieur, en complément des variables traditionnelles de demande et de prix. Dans la mesure où les résultats économétriques sont en deçà des anticipations initiales, avec peu de variables significatives, l'article explore les raisons possible de ces résultats, soit en développant les estimations à un niveau désagrégé, soit en prenant en compte des variables additionnelles, soit enfin en vérifiant si ces résultats sont spécifiques au Chili ou s'appliquent aussi à d'autres pays d'Amérique latine.

La libéralisation commerciale du Chili se fait en deux temps: d'abord avec une réduction graduelle des tarifs douaniers; ensuite avec une stratégie active de conclusion d'accords de libre échange, non seulement au niveau régional (Mercosur) mais aussi avec les principaux économies mondiales (Union Européenne, Etats-Unis, Chine, Japon). Au moment de la rédaction de l'article, la part du commerce couvert par un accord de libre-échange (ALE) était de 83% et elle a continué de progressé au delà de 90% depuis, tandis que le tarif douanier effectif était de seulement 2% (graphique 26).

Une des spécificités de la structure des exportations chiliennes est l'importance du cuivre, dont le Chili est le premier producteur mondial. Après l'augmentation du prix des matières premières au cours de la décennie 2000, le cuivre représentait 40% des exportations. Les flux de revenus liés au cuivre au contribué à l'appréciation du change, faisant craindre un phénomène de "maladie hollandaise".

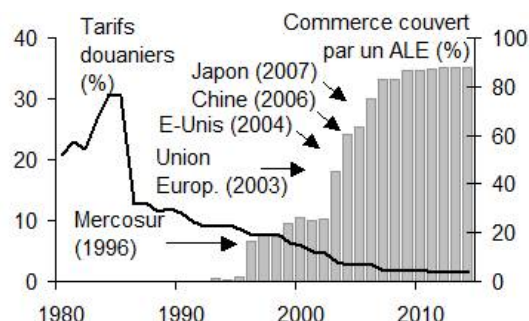
Les équations sont estimées dans le cadre d'un modèle de VAR cointégré (Johansen, 1991; Juselius, 2005) et d'un modèle Dynamic OLS (Stock et Watson, 1991). Les résultats sont comparés à ceux qui existent sur le Chili, comme ceux du modèle macroéconomique de la banque centrale (Banco Central de Chile, 2003).

³² B. Monfort, 2008, "Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness", Document de travail du FMI, No. 08/128, mai 2008. Article présenté à un séminaire interne au FMI ainsi qu'à un séminaire à la Banque Centrale du Chili en juin 2007.



Au cours de la période d'étude, les exportations ont augmenté de 30% à 43% du PIB, et leur croissance a contribué pour 50% à la croissance du PIB.

Sources: Monfort (2008); Banco Central de Chile, comptes nationaux.



Le Chili a mené une politique ambitieuse de réduction des tarifs douaniers et de conclusion d'accords de libre échange (ALE), en particulier entre 1996 et 2007.

Graphique 26: Chili - Exportations et accords de libre-échange

Une surprise des résultats concerne la non-significativité des prix relatifs dans les équations d'exportation, que ce soit avec plusieurs spécifications au niveau agrégé ou pour les principaux produits (tableau 4). Sur dix pays d'Amérique latine, seulement trois présentent des coefficients négatifs et significatifs pour les prix relatifs. De plus, la variable de libre-échange (part du commerce couvert par un ALE) est aussi non-significative, mais le coefficient de demande mondiale est aussi bien supérieur à l'unité, suggérant qu'une partie du trend d'augmentation du commerce mondial, en partie lié aux ALE, est directement capturé par la variable de demande mondiale. De manière similaire, pour les autres pays d'Amérique latine, la variable d'ouverture commerciale n'est pas significative.

Les équations d'importations présentent une structure plus traditionnelle, avec une élasticité à la demande domestique unitaire (acceptée par des tests de vraisemblance) et un rôle significatif des prix (avec une élasticité entre 0,1-0,5 selon les spécifications et les catégories importées). La variable d'intégration commerciale est aussi significative, mais avec un poids relativement faible (elle explique 1-2% de la croissance réelle de 20% sur la période d'étude).

Elasticité des exportations (sélection d'équations)				Elasticité des importations (sélection d'équations)			
	Demande	Prix	ALE		Demande	Prix	ALE
	(Dem. mondiale)	(TCER)	(Dummy)		(Conso.)	(Produit)	(Dummy)
Exportations non-minières	2.0*	n.s.	n.s.	Importations hors énergie	1.1*	0.1*	0.01*
Agriculture	2.0*	n.s.	/	Importations hors énergie	1 (c)	0.3*	0.01*
Alimentaire	3.5*	0.7*	/	Biens de consommation	2.4*	0.5*	n.s.
Manufacturier	1.6*	-2.5*	/	Machines	1.5*	0.4*	n.s.
Cuivre	3.1*	0.7*	/	Biens intermédiaires	0.7*	0.3*	-0.01*
Exportations non-minières 1/	2.6*	-1.1*	/	Energie	1.0*	n.s.	n.s.
1/ Inclut la volatilité du taux de change nominal							

Les exportations ont une élasticité à la demande mondiale supérieure à l'unité mais ni le prix (taux de change réel) ni les demande domestique, et les prix (prix relatifs spécifiques d'accords de libre-échange ne sont généralement significatifs. chaque produit) et les ALE sont faibles mais significatifs.
Source: Monfort (2008).

Tableau 4: Chili - Estimation d'équations d'exportations et d'importations

Pour essayer de comprendre la non-significativité du taux de change et de la variable lié aux accords commerciaux, une série de variables additionnelles censées capturer des contraintes d'offre (chômage, productivité) sont introduites. Cela ne donne pas un résultat différent, alors que la perte de compétitivité liée à l'appréciation du peso aurait pu être compensé par des gains de productivité ce que conduit à la non-significativité d'une variable prise isolément. Par contre, la volatilité du taux de change est significative et fait ressortir un impact significatif des prix relatifs: une plus forte volatilité du change a un impact négatif sur les exportations, dans la mesure où elle rend plus risqué le processus d'exportation. Les coefficients sont cependant instables selon l'horizon considéré en terme de volatilité. Concernant la faible significativité de la variable liée au ALE, une raison de ce résultat négatif vient que ceux-ci ont un impact qui va au delà du commerce et concernent aussi les investissements directs ou la productivité tandis que l'impact direct sur le commerce serait limité en raison de la forte ouverture commerciale qui a précédé la signature des ALE.

L'article conclut sur le ralentissement des exportations observé au moment de la rédaction de l'article, mal capturé par les équations, sinon par une baisse de la demande mondiale adressée au Chili. Il suggère que les gains futurs des ALE peuvent être limités compte tenu de la forte couverture du commerce par des ALE et le faible niveau des tarifs. De fait, depuis la rédaction de l'article, la contribution des exportations au PIB s'est fortement

réduite mais les exportations hors cuivres ont continué à progresser³³. Le ralentissement de l'économie mondiale au moment du choc Lehman a aussi fortement affecté les exportations manufacturières chiliennes, en lien avec le rôle déterminant de la demande mondiale pour les exportations, mais ces exportations sont actuellement en phase de reprise.

5.3 Cycle économique international: quelle implication pour le décideur de politique économique de la synchronisation des cycles économiques (1970-2003)?

Quelle est l'importance de l'environnement extérieur sur une économie donnée? Au début des années 1990, la désynchronisation des cycles entre pays du G7 avait eu tendance à conduire à minorer le rôle d'un cycle économique mondial. Du coup, le ralentissement mondial en 2000-2001 avait surpris, les observateurs s'attendant au contraire à ce que l'Europe prenne le relais des États-Unis. Cinq ans *avant* le choc Lehman, les études sur le rôle des cycles mondiaux présentaient des résultats contrastés: Kose, Prasad et Terrones (2003) concluent ainsi à une augmentation de la synchronisation des économies du G7, mais avec la fin du système de Bretton Woods - une période relativement calme - comme période de référence; Monfort, Renne, Rüffer et Vitale (2003) par contre mettent en évidence une diminution de la synchronisation des économies, en partie due à l'affaiblissement des chocs communs, un résultat confirmé par Stock et Watson (2003).

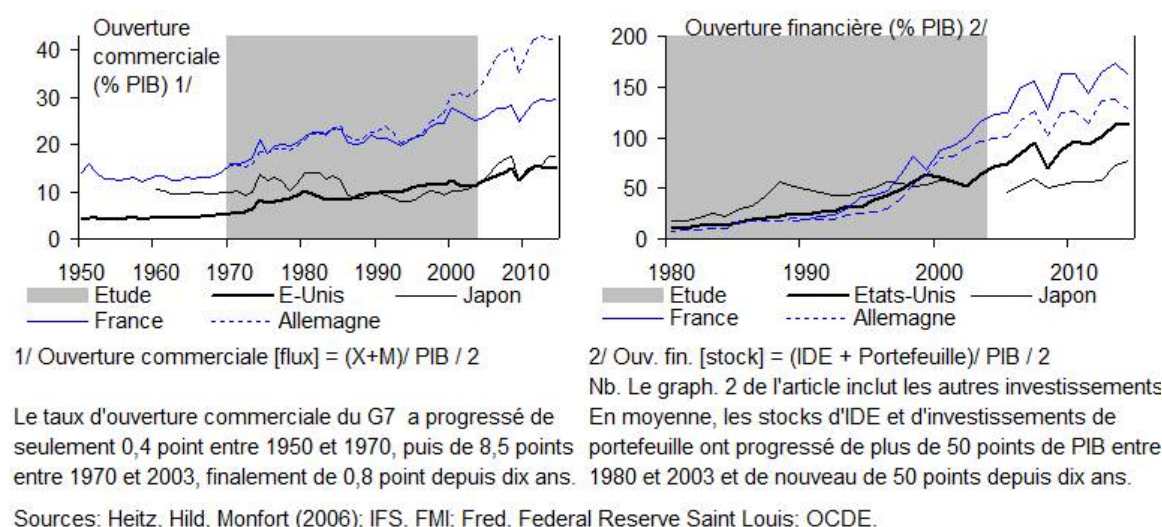
Par rapport aux contributions existantes, l'originalité d'un article écrit en 2004 avec Benoît Heitz et François Hild³⁴ consiste à regarder non seulement la synchronisation au niveau de l'activité (PIB) mais aussi les canaux de transmission possibles des cycles internationaux, notamment les exportations et les performances boursières.

La méthode utilisée consiste en un modèle espace-état, avec une procédure récursive de filtre de Kalman. Cette méthode permet de distinguer entre trois composantes possibles

³³ Voir par exemple, Fonds monétaire international, 2014, "Chile 2014 Article IV Consultation - Staff Report, Press Release", FMI, Washington D.C.

³⁴ B. Heitz, F. Hild, et B. Monfort, 2006, "Synchronisation of Business Cycles within G7 Economies and Trade and Financial Integration", *Economie et Prévision*, n° 172, 2006-1. Une version antérieure de l'article est aussi paru dans la Note de conjoncture de l'INSEE de juin 2004.

du cycle dans le cadre d'une économie ouverte : des chocs communs à l'ensemble des économies (par exemple un choc pétrolier), des chocs idiosyncrasiques (une politique budgétaire domestique expansionniste), enfin la transmission d'un choc d'une économie sur une autre (l'effet d'une relance aux États-Unis sur ses partenaires). Pour chaque variable d'intérêt (PIB, exports, indices boursiers), l'article présente deux estimations du cycle mondial: un modèle avec un seul facteur commun mondial, ou un modèle avec deux facteurs communs mondial. La période d'étude, de 1970 à 2003, constitue une certaine unité puisqu'elle correspond à la période de changes flottants qui ont suivi la fin du système de Bretton-Woods et couvre une accélération des relations commerciales et financières (graphique 27³⁵). Au sein de la période d'étude, l'article contraste la situation avant et après 1987, la deuxième sous-période couvrant ce qui est couramment appelé la "grande modération".



Graphique 27: G7 - Intégration commerciale et financière

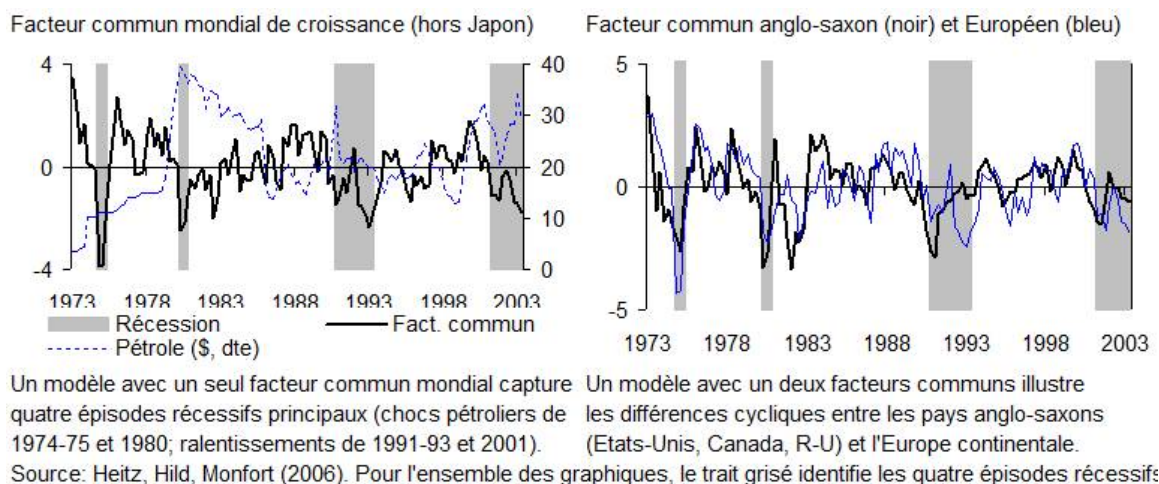
Plusieurs facteurs peuvent conduire à une plus grande synchronisation des cycles économiques sur la période: l'augmentation des flux commerciaux entre les pays du G7

³⁵ Le graphique de la note de synthèse présente des séries temporelles sur un échantillon de pays du G7: pour l'ouverture financière, l'indicateur est un peu différent de celui présenté dans l'article, avec la moyenne des investissements directs étrangers (IDE) et des flux de portefeuille entrants et sortants, au lieu de la somme sur l'ensemble des stocks financiers (y.c. créances bancaires et produits dérivés).

après 1970, après une période de stabilité; l'augmentation des flux financiers combinée à la libéralisation financière au milieu des années 1980; enfin, au niveau régional, l'intégration européenne qui culmine avec la création de la zone euro en 1999, ou l'accord de libre-échange entre les États-Unis et le Canada de 1989, approfondi et étendu au Mexique en 1994 avec l'ALENA (NAFTA). Par contre, l'ouverture commerciale vers les économies hors G7 peut avoir un effet ambigu: elle devrait réduire l'influence d'une économie du G7 sur l'autre, à moins qu'il y ait un "effet d'écho", une conjoncture dégradée aux États-Unis se répercutant sur la conjoncture en Asie qui elle-même va affecter les exportations européennes.

Des statistiques descriptives montrent une forte corrélation du PIB entre les pays d'Europe continentale, ou les deux pays d'Amérique du Nord, tandis que le Japon est le pays du G7 qui présente la corrélation la plus faible avec les autres pays. La distinction entre les deux groupes de pays (Europe continentale, Amérique du Nord) s'accroît sur la seconde sous-période à partir de 1987 tandis que la corrélation entre les PIB a tendance à diminuer. Cette baisse de la corrélation contraste avec l'augmentation des corrélations entre les exportations et les indices boursiers entre les deux sous-périodes. Les statistiques descriptives offrent ainsi un résultat potentiellement paradoxal: baisse de la corrélation des PIB, mais augmentation de la corrélation des canaux de transmission commerciaux et financiers.

Au niveau du PIB, le modèle à un seul facteur commun mondial met bien en évidence quatre épisodes récessifs depuis trente ans: 1974-75, 1980, 1990-93 et 2001-03 (graphique 28). Trois des chocs correspondent à des chocs pétroliers mondiaux (1973, 1979, 1990) mais aussi à des chocs liés aux politiques économiques: *stop-and-go* au milieu des années 1970s, durcissement de la politique monétaire sous Volcker en 1980, durcissement monétaire sous Greenspan au début des années 1990 (et ralentissement immobilier et crise des *Savings and Loans*) ou crise du système monétaire européen en 1992-93, enfin éclatement de la bulle Internet en 2000.



Graphique 28: G7 hors Japon - Facteurs communs mondiaux pour le PIB

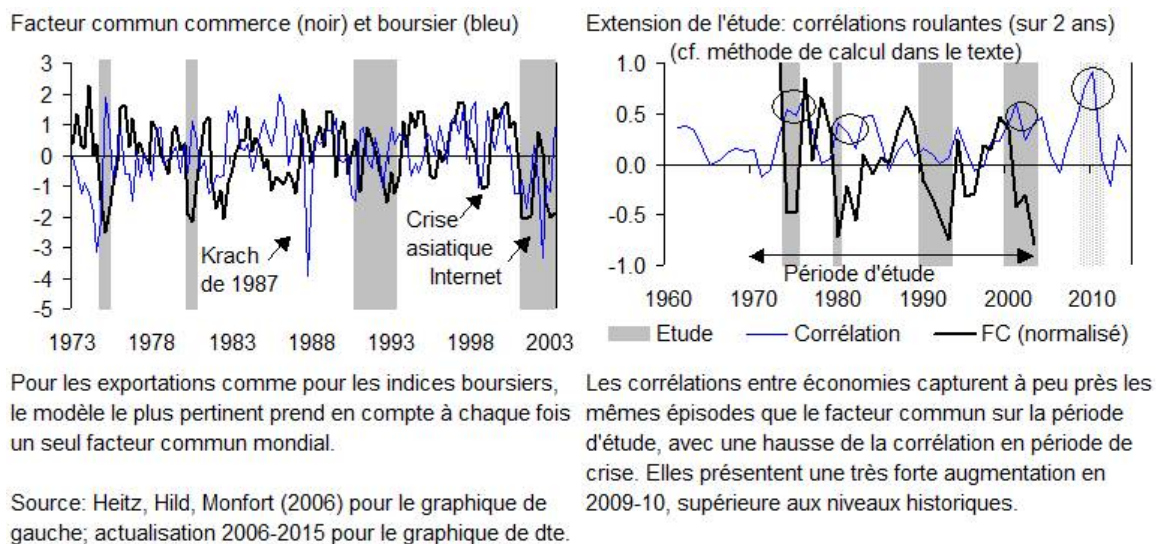
Le facteur commun mondial explique une partie importante de la variance de la croissance du PIB pour l'ensemble des économies, par exemple entre 15 et 25% pour les trois pays anglo-saxons (Etats-Unis, Royaume-Uni, Canada) pour l'ensemble de la période, entre 35% et 55% pour les trois pays d'Europe continentale.

Pour l'ensemble de la période, la variance expliquée par le facteur commun mondial est de seulement 7% pour le Japon, le résultat le plus faible. Pour la deuxième sous-période, le coefficient du facteur commun pour le Japon n'est pas significatif, même au seuil de 10%. Le reste de l'analyse exclut donc le Japon (et porte donc sur le "G6"), ce qui permet d'augmenter le pouvoir explicatif du facteur commun de 1 à 2 points en moyenne pour la plupart des pays sur la première sous-période et n'a aucun impact pour la deuxième sous-période.

L'article présente un modèle alternatif avec deux facteurs communs, avec pour contrainte que le premier facteur n'ait pas d'influence sur la croissance allemande et que le second n'ait pas d'influence sur la croissance américaine. De manière intéressante, le second facteur commun n'est pas significatif sur le Royaume-Uni, à la différence du premier facteur commun. Les contraintes imposées conduisent ainsi à identifier deux facteurs communs, une pour les pays anglo-saxons et une autre pour l'Europe continentale, avec une transmission des chocs de la première région vers la seconde. Sur la seconde sous-période, la transmission des chocs entre ces deux régions a baissé. Cette baisse de la corrélation est expliquée soit par des délais de transmission accrus entre les deux zones

(par exemple, impact des nouvelles technologies), soit par des chocs idiosyncrasiques plus forts (réunification allemande).

En ce qui concerne les exportations, le modèle le plus pertinent prend en compte un seul facteur commun mondial. En plus des épisodes récessifs observés au niveau du PIB, le facteur commun pour le commerce met par exemple en évidence l'impact de la crise asiatique (graphique 29). Entre les deux sous-périodes, on observe une nette augmentation du pouvoir explicatif de ce facteur commun. Cette augmentation est encore plus flagrante si l'on se limite aux dix dernières années. Par exemple, pour la France, le pouvoir explicatif du facteur commun commerce passe de 35% sur la sous-période 1973-86, à 70% sur la sous-période 1987-2003 mais 78% sur 1994-2003.



Graphique 29: G7 hors Japon - Facteurs communs commerciaux et financiers

En ce qui concerne les indices boursiers, la modélisation la plus appropriée conduit aussi à retenir un seul facteur commun mais cela peut s'expliquer par la difficulté à capturer avec des indicateurs trimestriels des phénomènes de transmission qui sont sans doute beaucoup plus rapides. Le facteur commun boursier fait principalement ressortir deux éléments : le krach de 1987 et l'éclatement de la bulle Internet de 2000. Ce facteur commun capture généralement aussi, mais avec une moindre ampleur, les épisodes récessifs observés au niveau du PIB. Les co-mouvements des indices boursiers sont généralement supérieurs à ceux du PIB et des exportations et la synchronisation s'est

renforcée entre les deux sous-périodes. Par exemple pour la France, la variance expliquée par le facteur commun mondial passe de 45% à 92% entre les deux sous-périodes.

Pourquoi, alors que les canaux de transmissions se sont développés et que leur synchronisation s'est renforcée, la synchronisation entre les PIB et la transmission d'une région à l'autre ont baissé? Une régression de la croissance du PIB de chaque pays par les facteurs communs commercial et boursier donne des éléments de réponse: ces deux facteurs ont un rôle explicatif plus faible entre les deux sous-périodes. Ce résultat pourrait être lié au fait que la sphère financière, si elle devient plus intégrée internationalement, prend peut-être plus d'autonomie vis-à-vis de la sphère réelle. De plus, les deux facteurs communs commercial et boursier représentent des chocs mondiaux, alors que la deuxième sous-période est marquée par davantage de chocs asymétriques (récession américaine ou réunification allemande).

Quelle a été l'évolution de la synchronisation des économies depuis la rédaction de l'article? L'intégration commerciale mondiale a ralenti en moyenne, avec une progression du taux d'ouverture commerciale de 0,8 point depuis dix ans, contre 3,6 points par décennie sur la période d'étude de l'article. Par contre, l'intégration financière mondiale a accéléré, les stocks d'IDE et de portefeuille ayant progressé de 50 points de PIB depuis dix ans, un montant à peine inférieur à la progression enregistrée de entre 1980-2003 (graphique précédent 27). Une étude récente du FMI³⁶ suggère que la synchronisation a fortement augmenté en 2008-2009, avant de baisser en 2012-13. Le choc à l'origine de la re-synchronisation des économies en 2008-09 a aussi largement été un choc financier - avec une transmission rapide d'une économie à l'autre - puis un choc commercial avec l'effondrement du commerce mondial. Les auteurs suggèrent que le rôle de l'intégration financière joue différemment en période de tranquillité (où l'intégration financière conduit à une meilleure allocation du capital là où il est le plus rémunéré et est donc facteur de divergence) et en période de crise - un axe de recherche qui est peut-être inspiré par la discussion des multiplicateurs budgétaires en période normale et en période

³⁶ Fonds monétaire international (Abdul Abiad, Davide Furceri, Sebnem Kalemli-Ozcan, et Andrea Pescatori), 2013, "Dancing together? Spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages", Perspectives économique mondiales (octobre), FMI, Washington D.C.

de crise discuté au chapitre 3.2. Bussière, Imbs, Kollman, et Ranciere (2013) insistent aussi sur le rôle des canaux de transmission commerciaux et financiers - et les interactions entre les deux, comme le tarissement du financement du commerce - pour la propagation des chocs au niveau mondial après la faillite de Lehman Brothers.

Pour des raisons techniques, il n'a pas été possible d'actualiser l'article avec le facteur commun: à titre d'illustration, le graphique 29 présente cependant un indice simple de corrélation entre les principaux pays³⁷, qui capture bien trois des quatre ralentissements mondiaux identifiés par le facteur commun. Cet indice capture beaucoup moins bien la récession de 1990-93, justement en raison de la différenciation à cette période entre les Etats-Unis et l'Europe continentale dans le modèle avec deux facteurs communs pour le PIB. Pour la période la plus récente, cet indice des corrélations capture bien aussi la très forte augmentation des corrélations en 2007-2009, puis leur baisse les années suivantes.

Quelle est l'implication possible pour le décideur de politique économique de la synchronisation des cycles économiques? Il aurait été imprudent de conclure en 2004 au moment de l'article (ce que nous ne faisons pas) que les économies du G7 vont désormais être moins synchronisées. Parmi les résultats confirmés par des travaux postérieurs: les Etats-Unis continuent d'avoir un rôle important pour l'économie mondiale, ce qui invite à un suivi attentif de l'économie américaine; de plus la transmission des chocs dépend des liens commerciaux, d'où un plus fort rôle de cycles économiques régionaux pour les économies plus intégrées commercialement, comme l'Amérique du nord ou l'Europe continentale³⁸.

³⁷ Pour chaque pays (hors Japon, en lien avec la modélisation retenue dans l'article principal), l'indicateur calcule les corrélations sur une période roulante de deux ans vis-à-vis des Etats-Unis d'une part et de l'Allemagne d'autre part, en utilisant des données du PIB trimestriel. La variable présentée sur le graphique 29 est une simple moyenne de ces dix corrélations (six pays par rapport à deux pays pivots).

³⁸ Pour simplifier, maintenir un bureau à New York et à Francfort, mais fermer le bureau de Tokyo n'aurait pas eu trop de conséquence pour le suivi conjoncturel mondial sur la période d'étude.

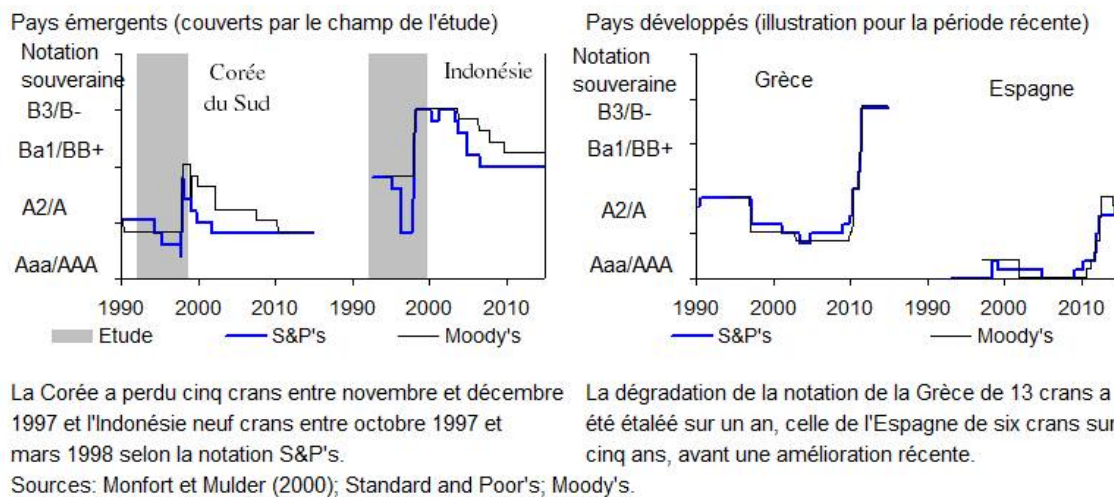
5.4 Régulation financière: comment garantir la stabilité du système bancaire sans accentuer la volatilité des flux de capitaux bancaires (1995-1999)?

Comment déterminer un niveau des fonds propres réglementaires qui garantisse la stabilité du système bancaire sans pénaliser le financement à l'économie? Depuis vingt ans, la réglementation financière a connu plusieurs transformations successives. Après plusieurs crises dans des pays émergents dans les années 1990 (crise mexicaine, crise asiatique et crise russe), les normes prudentielles dites de Bâle I, proposées en 1998, sont jugées inadéquates: elles attribuent ainsi une pondération de 0% pour les engagements souverains sur les pays de l'OCDE, de 20% pour les engagements bancaires sur les banques de l'OCDE ou pour les engagements de moins d'un an pour les banques hors OCDE et 100% pour les autres engagements. Cependant le Mexique et la Corée ont connu des crises financières six mois ou un an après avoir rejoint l'OCDE. L'accord de Bâle I est aussi critiqué pour avoir encouragé des prêts à court-terme volatils vers les pays émergents.

Dans un article de 2000 avec Christian Mulder³⁹, nous contribuons au débat amorcé en 1999 sur de nouveaux accords de Bâle, qui donneront lieu aux accords de Bâle II en 2004, avec une mise en oeuvre prévue pour 2008 selon les juridictions. Le choc Lehman de 2008 a depuis donné lieu à une nouvelle série d'accords, Bâle III, décidés en 2010-2011 pour une mise en oeuvre graduelle entre 2013 et 2015. Spécifiquement l'article s'intéresse à la proposition de faire dépendre les provisions en capital des notes des agences de notation. L'originalité de l'article consiste à discuter l'impact possible de l'accord spécifiquement pour les pays émergents: après une étude des déterminant économétriques des notes des agences de notation, l'article discute des mesures alternatives de risques, notamment les spreads sur les titres souverains et quantifie l'impact de la mesure sur les engagements sur les pays émergents.

³⁹ B. Monfort et C. Mulder, 2000, "The Impact of Using Sovereign Ratings by Credit Rating Agencies on the Capital Requirements for Banks: a Study of Emerging Market Economies", document de travail du FMI, No. 00/69, mars 2000. Travail présenté à un séminaire interne du FMI.

La proposition de faire dépendre les fonds propres réglementaires des notations financières se heurte à plusieurs difficultés: (1) la jeunesse relative des notations souveraines (à la différence des notations financières sur les entreprises), de cinq ans en moyenne au moment de rédaction de l'article; (2) la procyclicalité des notations; (3) le fait que les notations capturent la probabilité de faire défaut et non le risque de perte non anticipé. Les deux dernières difficultés nourrissent le risque qu'une crise de liquidité dans une économie donnée conduise à des phénomènes de contagion d'une économie à l'autre ou à une crise de solvabilité.



Graphique 30: Notation souveraine - Crise asiatique et crise européenne

La jeunesse relative des notations souveraines est une contrainte importante pour le travail économétrique qui est présenté. Par rapport à une étude antérieure de Cantor et Parker (1996) - sur un groupe de pays une année donnée, l'article trouve que pour les pays émergents les principaux déterminants sont les mêmes (cf. tableau 5) mais avec un pouvoir explicatif inférieur et une forte volatilité des résultats. Les notations financières présentent aussi une forte inertie (en ligne avec leur objectif d'être neutre par rapport au cycle) et les changements de notations sont influencés fortement par les innovations sur la dette rapportée aux exportations, la croissance des exportations, ou l'investissement. Cependant, les notations réagissent fortement soit à des variables de crise de change (par exemple "indice de pression sur le marché des changes", somme pondérée des changements de réserve et de taux d'intérêt) ou aux déterminants usuels des crises de

change (compte courant, taux de change...). La réaction des notations souveraines aux crises a été notamment particulièrement flagrante lors de la crise asiatique (graphique 30). Si les notations souveraines avaient été utilisées lors de la crise asiatique, le besoin en fonds propres serait passé de 5,1% mi-1997 à 7,2% début 1998; de manière alternative, à provision données, la contraction des encours de prêts aurait dû être de 180 milliards de dollars soit 30% des encours initiaux. L'augmentation de 40% des besoins en fonds propres avec le nouvel accord est bien supérieur à celui, beaucoup moins procyclique, de 5-10% avec Bâle I, en raison principalement de l'augmentation de la maturité des prêts dans un contexte de gel des flux bancaires à court terme.

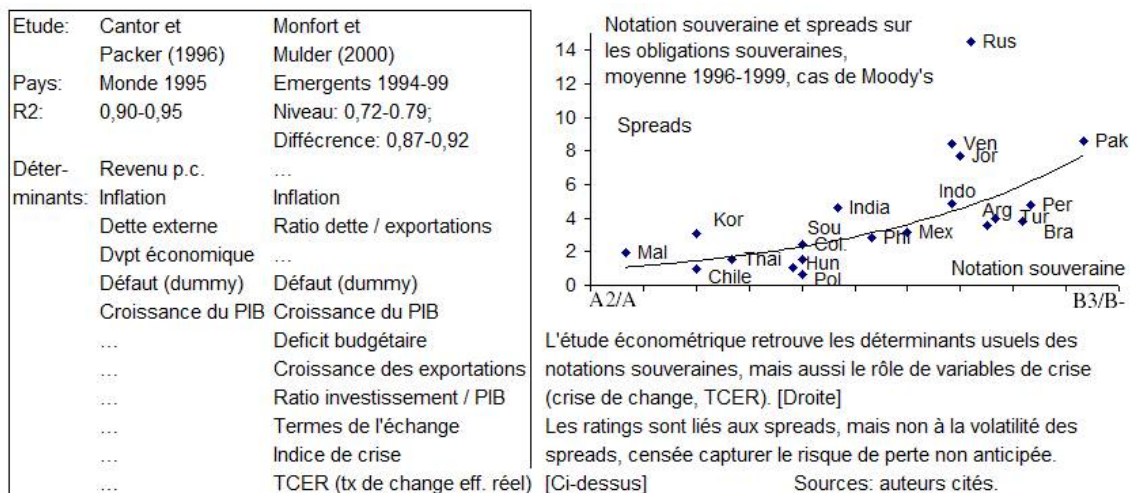


Tableau 5: Notation souveraine - Déterminants économétriques et spreads

Par rapport à la critique principale de l'article, les accords de Bâle publiés en 2004 ne résolvent pas le risque procyclicalité lié à l'utilisation de notation souveraine ou de modélisation interne aux banques. Par contre, ce risque est pris en compte de manière plus claire dans les nouveaux accords de Bâle III de 2010-11, avec l'instauration d'un coussin de fonds propres contracycliques. Pourquoi malgré les risques identifiés dans de nombreux articles⁴⁰, y compris celui qui vient d'être présenté et aussi par les auteurs de l'accord, un tel système de régulation financière procyclique a été adopté? L'accent dans Bâle II a porté sur la réduction de la prise de risque excessif et il remplit effectivement

⁴⁰ Voir aussi par exemple Repullo et Suarez, 2012 pour une analyse récente, ainsi que des critiques antérieures ou contemporaines de la discussion des accords par les mêmes auteurs.

cet objectif par rapport au système antérieur, mais au prix d'une procyclicalité plus forte. La difficulté illustre les effets pervers qui peuvent être associées à des politiques économiques initialement perçues comme des améliorations.

Par rapport à d'autres critiques de l'article sur la qualité des notations souveraines au moment de la crise asiatique, les notations souveraines ont fait preuve de beaucoup moins de volatilité lors de la crise européenne à partir de 2010 avec une évolution beaucoup plus graduelle, mais une même myopie - généralement partagée avec l'ensemble de la profession des économistes - sur les risques de certaines économies dans le contexte de taux d'intérêt faible qui a précédé le choc Lehman (cf. graphique 30 antérieur pour la Grèce ou l'Espagne).

5.5 Crises de change: dans quelle mesure une banque centrale peut défendre une parité en augmentant le taux d'intérêt?

Face à des pressions spéculatives sur le marché des changes, les banques centrales au cours des crises de change des années 1990 ont parfois adopté une stratégie basée sur une hausse des taux d'intérêt. Par exemple, en novembre et décembre 1997, la banque centrale de Corée a augmenté le taux directeur de 12% à 30% mais sans empêcher la chute du won. De manière plus dramatique en septembre 1992, la banque centrale de Suède a augmenté pendant quelques jours son taux d'intérêt à 500%, ce qui a permis de maintenir la parité de change avec un panier de monnaie européenne. Dans quelle mesure une stratégie de défense en augmentant le taux d'intérêt peut-être efficace?

Dans un article théorique⁴¹, le seul des articles rassemblés ici, j'examine cette question avec un modèle dérivé de Morris et Shin (1998). Une hausse des taux d'intérêt est une stratégie coûteuse à la fois pour la banque centrale, en raison de son coût direct de rémunération des dépôts et de son coût indirect via son impact sur l'activité, mais aussi

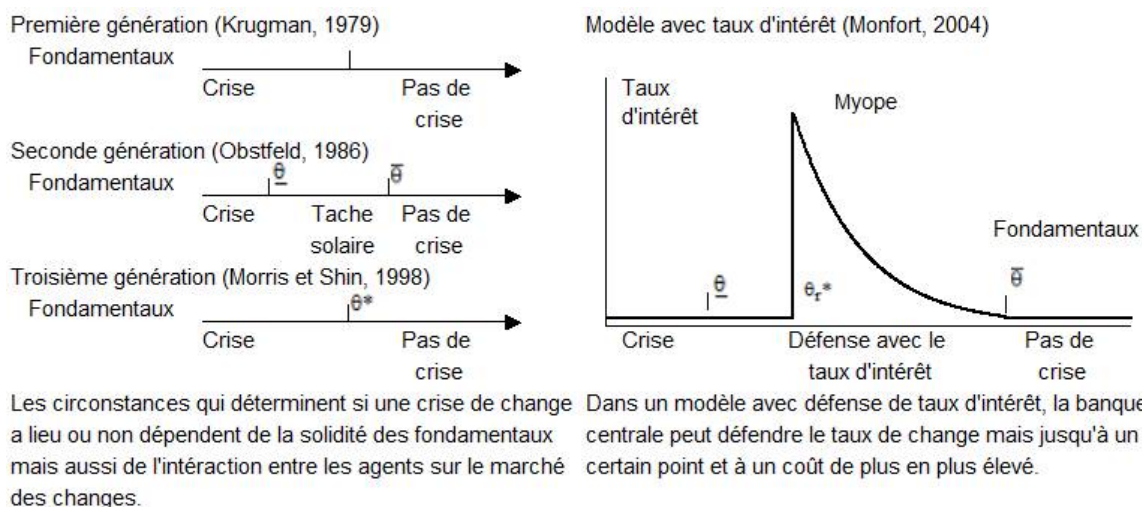
⁴¹ B. Monfort, 2004, "Speculative Attack and Optimal Interest Rate Defense under Uncertainty", miméographe. Article présenté à séminaire au Delta / Paris School of Economics et à un séminaire du CREST en mars 2004 ainsi qu'au congrès EEA/ESEM à Madrid en août 2004.

pour les acteurs du marché des changes ("spéculateurs") qui empruntent à terme dans la monnaie attaquée dans l'espérance de gagner après une dévaluation.

Plusieurs générations successives de modèle de crise de change offrent des prédictions différentes sur les circonstances qui déterminent si une crise de change a lieu ou non. Par exemple une première génération de modèles (Krugman, 1979) suggère que la crise dépend d'un niveau seuil des variables clés, appelés "fondamentaux", par exemple les réserves de change, mais plus généralement, la situation cyclique de l'économie ou la solidité de la balance des paiements (endettement extérieur, déficit courant, maturité de la dette à court-terme...). Les fondamentaux sont indiqués sur le graphique 31 par la variable θ . En deçà d'un seuil de fondamentaux une crise a lieu, au delà elle n'a pas lieu.

Une deuxième génération de modèles (Obstfeld, 1986) suggère qu'il existe une zone intermédiaire au sein duquel la crise dépend de la coordination ou des anticipations auto-réalisatrices des spéculateurs ou d'une variable exogène appelée "tache solaire": en deçà d'un seuil minimum, noté $\underline{\theta}$, une crise a lieu que les spéculateurs attaquent ou non; au delà d'un seuil $\bar{\theta}$ la parité survit que les spéculateurs attaquent ou non; dans la région intermédiaire par contre, la parité peut survivre par accident selon qu'un nombre suffisant de spéculateurs décident ou non d'attaquer.

L'originalité de l'article de Morris et Shin (1998) est d'endogénéiser les interactions des agents et leur décision d'attaquer ou non une parité fragile. A la différence des modèles antérieurs, les agents financiers ne connaissent pas exactement la valeur exacte des fondamentaux et chacun dispose d'une information bruitée. Cette incertitude fait que la probabilité individuelle d'attaquer est plus forte pour des fondamentaux plus faibles, chacun anticipant que le nombre de spéculateurs décidant d'attaquer (et le succès de leur stratégie) est aussi plus élevée. Cette incertitude en matière d'information rétablit l'unicité des résultats, avec un seuil unique θ^* en deçà duquel les attaques sont fréquentes et toujours couronnées de succès et au delà duquel celles-ci sont moins fréquentes et toujours vouées à l'échec.



Graphique 31: Crise de change, fondamentaux et défense avec le taux d'intérêt

L'originalité de mon article consiste à endogénéiser le taux d'intérêt et son impact sur l'échec des attaques spéculatives. Deux modèles successifs sont examinés: un modèle où les spéculateurs sont myopes et n'internalisent pas le fait que le taux d'intérêt décidé par la banque centrale reflète son information sur la solidité des fondamentaux; un modèle où le taux d'intérêt est aussi perçu comme un signal additionnel sur les fondamentaux et dans ce cas un taux très élevé peu refléter des fondamentaux plus fragiles. Dans le premier cas, la banque centrale augmente graduellement le taux d'intérêt pour des fondamentaux plus dégradés. En deçà d'un certain seuil θ_r^* , elle juge la stratégie de défense futile et n'y recourt pas. Si les spéculateurs perçoivent le taux d'intérêt comme un signal additionnel sur les fondamentaux, un taux d'intérêt relativement faible reflète une plus grande confiance de la banque centrale dans les fondamentaux et peu décourager les attaques spéculatives. Un taux d'intérêt plus élevé reflète des fondamentaux plus faibles et est lu comme un signal de panique par les marchés, ce qui encourage la spéculation.

Quelle a été l'actualité d'un tel modèle au cours de la crise financière de 2009? Si la crise a concerné d'abord les économies avancées, elle a naturellement eu aussi un impact sur les économies émergentes. A la différence des crises des années 1990, les pays émergents ont adopté des taux de change plus flexibles, au lieu de défendre des parités rigides et avaient aussi accumulé plus de réserves avant la crise. De plus, une partie de la stratégie de défense pour les économies émergentes les plus solides (Corée, Mexique ou Colombie

par exemple) a consisté en ligne de crédits offerts par la Réserve fédérale américaine. Le cas qui se rapproche le plus du modèle concerne les économies d'Europe orientale souhaitant accéder à la zone euro et tenue à ce titre de minimiser la volatilité de leur taux de change par rapport à l'euro. La réponse de politique économique a généralement été semblable à celle d'autres pays émergents, avec plus de flexibilité du taux de change, quitte à retarder l'accession à la zone euro et l'utilisation de lignes de crédits offertes par la Banque centrale européenne. Ces pays ont aussi bénéficié de l'assouplissement des taux d'intérêt dans les économies avancées. Au total, il semble que deux conditions du modèle (une banque centrale avec des réserves limitées et engagés à défendre une parité fixe) ont eu moins de pertinence, d'où aussi un recours moins nécessaire à une stratégie de défense par les taux d'intérêt.

6. Conclusion

La conclusion de cette note de synthèse discute trois points. (1) Les articles présentés ici conduisent à un certain nombre de résultats qui peuvent être intéressantes sur les moyens et l'efficacité des politiques économiques. (2) De plus, la relecture de certains articles, cinq ou dix ans, voir quinze ans, après leur écriture est aussi l'occasion de s'interroger sur la pertinence des analyses présentées ici. (3) Enfin, je présente aussi deux de mes axes de recherche actuels en lien avec les travaux rassemblés dans cette note de synthèse.

Une conclusion pessimiste est qu'il ne faut pas pécher par excès de confiance, à la fois sur la conjoncture ou sur l'efficacité des instruments de politique économique. La lecture de la "décennie perdue" japonaise présentée ici (Lechevalier et Monfort, 2015) met ainsi l'accent sur un excès d'optimisme dans la reprise économique, qui a conduit à différer certaines réformes bancaires coûteuses ou à sous-calibrer les réponses contracycliques. L'article sur l'inflation au Japon montre aussi la difficulté à sortir de la déflation malgré une politique monétaire très ambitieuse depuis deux ans (Monfort, 2015 b). Pour la France, l'efficacité des mesures de relance est plus faible une fois pris en compte l'impact à long-terme sur la dette (Monfort, 2009) et la tendance à ne pas compenser suffisamment les chocs de dépenses publiques est une des causes de la dérive de la dette publique (Boissinot, L'Angevin et Monfort, 2004): ces deux résultats invitent à la prudence en matière de dépenses contracycliques en France.

Une deuxième conclusion renvoie au "bon sens économique". Assez naturellement, la masse monétaire a un impact sur l'inflation au Paraguay ou en Haïti (Monfort et Peña, 2009; Monfort, 2006), donc son suivi attentif et son contrôle est un élément important de la politique monétaire. Cibler l'inflation plutôt que le taux de change et éviter une politique budgétaire procyclique font aussi partie des "bonnes" politiques (Monfort et Santos, 2009). Le risque de procyclicalité est aussi mis en évidence dans le travail sur l'utilisation des notes des agences de notation pour les besoins en capitaux des banques (Monfort et Mulder, 2000). Enfin il y a des limites aux gains qui peuvent être obtenus en termes d'amélioration de l'efficacité des dépenses (Monfort 2015 a): cela doit assez

naturellement inviter le Japon à considérer comme moyen pour réduire son déficit public une augmentation des recettes budgétaires ou une réduction des dépenses fiscales. Pour d'autres pays par contre, les gains d'efficacité sur les dépenses sont plus élevés.

Une troisième conclusion est que mettre en oeuvre une politique appropriée suppose d'avoir une information claire sur la conjoncture et savoir distinguer le bruit du signal (cf. les trois articles sur l'inflation). De fait des modèles économétriques permettent d'avoir par exemple une meilleure appréciation du niveau approprié du taux de change et de ses déterminants (Barkbu, Monfort, 2009) ou de l'impact des chocs sur une économie (Beffy, Bonnet, Darracq-Paries, Monfort, 2003 pour une modélisation de la zone euro, ou Heitz, Hild, Monfort, 2006, pour l'analyse des chocs internationaux).

Les articles se gardent généralement de faire des prédictions sur les évolutions futures et se concentrent sur la description analytique des évolutions passées. Il serait donc trompeur de se prévaloir de clairvoyance dans l'analyse à propos de prédictions qui n'ont pas été faites. Parfois l'évolution de l'économie depuis la rédaction de certains articles invite aussi à se rappeler la mise en garde usuelle à propos des produits financiers: "les performances passées ne sont pas une garantie pour les performances futures". L'article sur le Chili met l'accent sur le trend croissant des exportations qui a contribué à la croissance du PIB; ce trend s'infléchit au moment de la rédaction de l'article et il s'est inversé depuis, principalement en raison de l'impact de la conjoncture mondiale sur les matières premières. De même, l'article sur les cycles économiques internationaux conclut sur la baisse depuis trente ans de la synchronisation des économies du G7 en dépit d'une intégration commerciale et financière plus forte; le choc Lehman a conduit a contrario à une re-synchronisation des économies, plus forte que celle observée historiquement sur la période d'étude. Enfin, l'article écrit sur la régulation prudentielle a été écrit sur le prochain accord de Bâle, qui devait succéder à Bâle I qui aura couvert dix-huit ans (entre la définition d'un accord et celle d'un nouvel accord, même si la mise en oeuvre peut-être plus longue selon les juridictions); il porte finalement sur le pénultième accord, Bâle II, qui n'aura couvert que six ans.

Il est peut-être plus facile de se prévaloir de *ne pas* avoir commis certaines erreurs d'analyse. L'article sur le taux de change réel au Paraguay se refuse ainsi à conclure à la

surévaluation du change malgré une appréciation importante et de fait le taux de change a continué depuis la rédaction à s'apprécier sous l'influence des mêmes fondamentaux que ceux présentés dans l'article. Le travail sur la dette au Japon suggère que le niveau de la dette publique est plus faible que couramment perçu, ce qui repousse l'imminence d'une crise souveraine au Japon - crise, souvent prédite, mais qui n'a pas encore en lieu et que la politique d'achat de bons du Trésor par la Banque du Japon depuis deux ans repousse encore un peu.

Dans tous les cas, une condition qui aurait rendu les prédictions difficiles vient du fait que les résultats sont aussi conditionnels aux politiques mises en oeuvre. L'article sur la dette publique en France conclut sur l'absence de soutenabilité des tendances passées de finances publiques, mais a aussi été écrit avec l'espoir que la décision politique pourrait inverser ces tendances. L'article sur l'efficacité des dépenses publiques pour les pays de l'OCDE est écrit avec le même état d'esprit. Ailleurs, l'inflation a baissé en Haïti et au Paraguay, sans toutefois converger vers la moyenne des pays comparateurs, grâce notamment à la mise en oeuvre d'une politique monétaire plus rigoureuse. Enfin, le Japon a aussi annoncé il y a deux ans et commencé à mettre en oeuvre une politique économique audacieuse tout en rompant le cycle d'instabilité politique qui l'a affecté pendant dix ans, le premier ministre M. Abe venant de survivre une nouvelle fois au moment de l'écriture de ces lignes à une élection interne annuelle.

Mes recherches actuelles, dans le prolongement des travaux présentés ici, portent dans deux directions principales. Un travail avec Sébastien Lechevalier consiste à approfondir notre lecture de la "décennie perdue" japonaise pour comprendre les expériences passées mais aussi les risques pour d'autres pays afin d'essayer de fournir une définition analytique de ce phénomène. L'expression "décennie perdue" est utilisée pour caractériser d'autres épisodes au delà du Japon, comme la situation économique au Mexique et au Venezuela dans les années 1980, ou les deux après-guerre au Royaume-Uni (années 1920 ou période 1945-55). Selon nous, la "décennie perdue" japonaise présente deux caractéristiques - un ralentissement fort de la croissance économique et une croissance anémique après le ralentissement - qui en font une expérience différente des épisodes de

contraction forte puis de reprise lente, comme après la Grande dépression de 1929 ou la Grande récession de 2008, ou de rupture du trend de croissance, comme pour les économies développées dans les années 1970. Les phénomènes qui expliquent la persistance du ralentissement et le non-fonctionnement des mécanismes d'équilibre traditionnels peut présenter une similarité aussi avec les mécanismes de "trappe à la pauvreté" ou de "trappe de revenu intermédiaire" pour les pays en développement. Notre recherche nous conduit à nous intéresser aux raisons très différentes d'un pays à l'autre qui empêchent les mécanismes d'ajustements traditionnels de fonctionner (faiblesse des mécanismes schumpéteriens de destruction-crédation, effet d'hystérésis sur le marché de l'emploi...)

Un deuxième axe de recherche porte sur les erreurs de politique économique. Une narration de la crise japonaise (mais aussi comme suggéré en introduction, de la crise économique mondiale de 2008) met l'accent sur les erreurs de politique économique. Des recherches en économie des comportements ou en sciences politiques insistent sur l'importance de corriger ses erreurs pour développer une expertise - ou simplement pour éviter de répéter ces mêmes erreurs (par exemple, Kahneman, 2011, sur les biais cognitifs; Ericsson, Prietula et Cokely, 2007, sur la formation des experts; ou Tetlock, 2006, sur les prévisions en sciences politiques avec une courte section qui porte sur les prévisions d'experts sur le Japon en 1992-93). La pratique d'évaluation des erreurs est commune en microéconomie pour l'évaluation des politiques publiques ou en prévision, où le prévisionniste est confronté relativement rapidement à l'exactitude ou à l'erreur de sa prévision. La pratique me paraît cependant plus rare en macroéconomie, à part sans doute les départements d'évaluation du FMI ou de la Banque mondiale par exemple (*Independent Evaluation Office* ou *Independent Evaluation Group*). Une autre exception consiste à tirer les leçons de "ce qui s'est mal passé" au lendemain de crises économiques, comme par exemple l'ouvrage d'Akerlof, Blanchard, Romer et Stiglitz de 2014, *What have we learned ?* Une principale difficulté pour aborder le sujet consiste à définir précisément ce qu'est une erreur de politique économique. Beaucoup des jugements sur le Japon ou sur le choc Lehman sont faits avec le bénéfice du recul, donc avec une relecture déterministe du passé. D'autres jugements apportent des réponses a priori, basées sur des

choix théoriques, par exemple la faiblesse d'un plan de relance serait une erreur pour un Keynésien mais le plan de relance lui-même serait une erreur pour un néo-classique. Les travaux rassemblés ici offrent parfois des débuts de réponse - par exemple mettre en oeuvre une politique procyclique ou le fait d'ignorer des relations économiques de base - mais l'essentiel du travail reste à faire pour approfondir cet axe de recherche.

7. Références

Propres références (revues à comité de lecture, livres et articles dans des ouvrages collectives)

Barkbu, Bergljot et Brieuc Monfort, 2009, "Is the Paraguay Exchange Rate Overvalued?", publié comme chapitre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), 2009, Fonds Monétaire International.

Beffy, Pierre-Olivier, Xavier Bonnet, Matthieu Darracq-Paries et Brieuc Monfort, 2003, "Un modèle macro-économique pour la zone euro ", *Economie et Statistique*, n°367, avec un commentaire de Jérôme Henry.

Boissinot, Jean, Clotilde L'Angevin et Brieuc Monfort, 2004, "La dette publique en France: la tendance des vingt dernières années est-elle soutenable ?", publié dans *L'Economie française, Comptes et dossiers, Edition 2004-2005*, pages 59-80. Version document de travail, Direction des Études et Synthèses Économiques, INSEE, G 2004 / 10.

Heitz, Benoît, François Hild et Brieuc Monfort, 2006, "Synchronisation of Business Cycles within G7 Economies and Trade and Financial Integration", *Economie et Prévision*, n° 172, 2006-1.

Lechevalier, Sébastien et Brieuc Monfort, 2015 (à paraître), *Une autre politique est-elle possible? Leçons de l'expérience japonaise*, Opuscule du CEPREMAP, Éditions Rue d'Ulm/Presses de l'École normale supérieure, Paris.

Monfort, Brieuc et Alejandro Santos, 2009, "Assessing Macroeconomic Policy in Paraguay", publié comme chapitre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), 2009, Fonds Monétaire International.

Monfort, Brieuc et Santiago Peña, 2009, "Inflation Determinants in Paraguay", publié comme chapitre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), 2009, Fonds Monétaire International.

Propres références (documents de travail ou miméographe)

Monfort, Brieuc et Christian Mulder, 2000, "The Impact of Using Sovereign Ratings by Credit Rating Agencies on the Capital Requirements for Banks: a Study of Emerging Market Economies", document de travail du FMI, No. 00/69, mars 2000.

Monfort, Brieuc, 2004, "Speculative Attack and Optimal Interest Rate Defense under Uncertainty", miméographe.

Monfort, Brieuc, 2006, "Haïti: Money demand and Inflation Dynamics ", miméographe, Fonds Monétaire International, Département des Amériques.

Monfort, Brieuc, 2008, "Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness", Document de travail du FMI, No. 08/128, mai 2008.

Monfort, Brieuc, 2009, "Countercyclical Stimulus and Long-Term Sustainability: Insights from a Fiscal SVAR for France", IMF Selected Issues Paper, IMF Country Report No. 09/233.

Monfort, Brieuc, 2011, "Gross Debt or Net Debt: Which is the Best Measure of Japanese Public Debt?", miméographe.

Monfort, Brieuc, 2015 a, "Can Increased Public Expenditure Efficiency Contribute to the Consolidation of Public Finances in Japan?", document de travail du CEAFF, mai 2015.

Monfort, Brieuc, 2015 b, "How informative are inflation indicators in Japan", miméographe.

Autres références

Abbas, S. Ali, Nazim Belhocine, Asmaa ElGanainy et Mark Horton, 2010, "A Historical Public Debt Database", IMF Working Paper, No. 10/245

Abiad, Abdul, Davide Furceri, Sebnem Kalemli-Ozcan et Andrea Pescator, 2013, "Dancing together? Spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages", *Perspectives économique mondiales*, octobre 2013, chapitre 3, FMI, Washington D.C.

Adema, Willem, Pauline Fron et Maxime Ladaique, 2014, " Is the European Welfare State Really More Expensive? Indicators on social spending, 1980-2012; a manual to the OECD Social Expenditure database (SOCX)", OECD Working Paper.

Afonso, Antonio, Ludger Shuknecht et Vito Tanzi, 2003, "Public sector efficiency: an international comparison", ECB Working Paper no. 242,

Ahearne, Alan, Joseph Gagnon, Jane Haltmaier et Steve Kamin, 1999, "Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experience in the 1990s", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers.

Akerlof, George, Olivier Blanchard, David Romer et Joseph Stiglitz (éditeurs), 2014, *What have we learned*, MIT Press.

Askenazy, Philippe et Daniel Cohen, 2008, *Vingt-sept questions d'économie contemporaine*, Hachette Littérature.

Banco Central de Chile, 2003, "Modelos Macroeconomicos y Proyecciones del Banco Central de Chile," Banco Central de Chile.

Barlet, Muriel, Marie-Émilie Clerc, Marguerite Garnero, Vincent Lapègue et Vincent Marcus, 2012, "Nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro. Des intervalles de confiance pour contrôler les résultats variantiels", *Economie et Statistiques*, n°451.

Batini, Nicoletta, Luc Eyraud, Lorenzo Forni et Anke Weber, 2014, "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections", Technical Notes and Manual, Fiscal Affairs Department, FMI, Washington D.C.

Beffy, Pierre-Olivier, Julien Deroyon, Nathalie Fourcade, Stéphane Grégoir, Nadine Laïb et Briec Monfort, 2003. "Evolutions démographiques et croissance : une projection macroéconomique à l'horizon 2020," Document de Travail de la DESE G2003-04, INSEE.

Beffy, Pierre-Olivier et Briec Monfort, 2003. "Household wealth, portfolio selection and consumption behavior," Document de Travail de la DESE, G2003-08, INSEE.

Beffy, Pierre-Olivier, Cécile Chataignault, Brieuc Monfort et David Thesmar, 2001, "Effets richesses en France et aux Etats-Unis", *Note de conjoncture*, pages 30-40, INSEE.

Bénassy-Quéré, Agnès, Benoît Cœuré, Pierre Jacquet et Jean Pisani-Ferry, 2009, *Politique économique*, Editions de Boeck Université.

Bernanke, Bernard, 2000, "Japanese monetary policy: a case of self-induced paralysis", in R. Mikitani et A. Posen, *Japan's Financial Crisis and Its Parallels to US experience*, Institute for International Economics, Washington D.C.

Biau, Olivier et Elie Girard, 2006, "L'apport d'un modèle VAR structurel," *Economie et Prévision*.

Blanchard, Olivier, David Romer, Michael Spence et Joseph Stiglitz (éditeurs), 2012, *In the wake of the crisis*, MIT Press.

Blanchard, Olivier et Roberto Perotti, 2002, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Deficit and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (November), pp. 1329–68.

Blanchard, Olivier, Giovanni Dell'Ariccia et Paolo Mauro, 2014, "Introduction: Rethinking Macro Policy II-Getting Granular", in Akerlof, George, Olivier Blanchard, David Romer et Joseph Stiglitz (éditeurs), *What have we learned*, MIT Press.

Broda, Christian et David Weinstein, 2004, "Happy news from the dismal science: reassessing Japanese fiscal policy and sustainability", NBER Working Paper, No. 10988.

Bussière, Matthieu, Jean Imbs, Robert Kollman, et Romain Rancière, 2013, "The Financial Crisis: Lessons for International Macroeconomics", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5 No. 3.

Caballero, Ricardo, Takeo Hoshi et Anil Kashyap, 2008, "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan", *American Economic Review*, 98 (5), p. 1943-1977.

Calvo, Guillermo et Carmen Reinhart, 2000, "Fear of floating", NBER Working Paper, No. 7993.

Cantor, Richard et Frank Packer, 1996, "Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings", Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, pp. 37-54.

Cecchetti, Stephen, 1996, "Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers", NBER Working Paper, No. 5786.

Cooper, William, Lawrence Seiford et Kaoru Tone, 2007, *Data Envelopment Analysis : A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Springer

Dai, Qiang et Philippon, Thomas, 2005, "Fiscal Policy and the Term Structure of Interest Rates," NBER Working Paper No. W11574.

Devilliers, Michel, Jean Boissinot, Clotilde L'Angevin et Jean-François Oувrard, 2004, "Retour sur 2003", dossier de la Note de conjoncture de mars 2004, INSEE.

Devilliers, Michel, Brieuc Monfort et Jean-François Oувrard, 2003, "Retour sur 2002", dossier de la Note de conjoncture de mars 2003, INSEE.

Ericsson, Anders, Michael Prietula et Edward Cokely, 2007, "The Making of an Expert", *Harvard Business Review*.

Favero, Carlo et Francesco Giavazzi, 2007, "Debt and the Effects of Fiscal Policy," NBER Working Paper No. 12822.

Fonds monétaire international, 2006, "Methodology for CGER Exchange Rate Assessments", Département de la recherche, FMI.

Fonds monétaire international, 2012, "Coping with High Debt and Sluggish Growth", Perspectives économiques mondiales d'octobre 2012, FMI, Washington D.C.

Fonds monétaire international, 2013, "External Balance Assessment (EBA): Technical Background of the Pilot Methodology", Département de la recherche, FMI.

Fonds monétaire international, 2015, "Paraguay: 2014 Article IV Consultation - Staff Report; and Press Release", FMI, Washington D.C.

Hamada, Koichi, "Policymaking in deflationary Japan", *The Japanese Economic Review*, vol. 55, issue 3, pages 221-239, 2004

Hamilton, James et Milton Flavin, 1986, "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, 76(4), pp. 808-819.

Hamilton, James, 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.

Handbury, Jessie, Tsutomu Watanabe et David Weinstein, 2013, "How Much Do Official Price Indexes Tell Us About Inflation?", UTokyo Price Project, Working Paper Series No. 19.

Henry, Jérôme, 2003, "MZE et la modélisation de la zone euro", commentaire de l'article: "Un modèle macro-économique pour la zone euro ", *Economie et Statistique*, n°367.

Hoshi, Takeo et Anil Kashyap, 2011, "Why Did Japan Stop Growing," rapport du National Institute for Research Advancement.

Hoshi, Takeo et Anil Kashyap, 2013, "Will the U.S. and Europe Avoid a Lost Decade? Lessons from Japan's Post crisis experience", J. Polak Annual Research Conference.

Hoshi, Takeo et Anil. Kashyap, "The Japanese Banking Crisis: Where Did It Come From and How Will It End?", 1999, NBER Working Paper No. 7250.

Hoshi, Takeo et Takatoshi Ito, 2012, "Defying Gravity: How Long Will Japanese Government Bond Prices Remain High?", NBER Working Paper No. 18287.

Ito, Takatoshi, 2004, "Inflation Targeting and Japan: Why has the Bank of Japan not adopted Inflation Targeting?", NBER Working Paper No. 10818.

Ito, Takatoshi, 2004, "Inflation Targeting and Japan: Why has the Bank of Japan not adopted Inflation Targeting?", NBER Working Paper No. 10818.

Johansen, Søren, 1988, "A Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.

Johansen, Søren, 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Joumard, Isabelle, Christophe André et Chantal Nicq, 2010, " Health Care Systems: Efficiency and Policy Settings", OECD Working Paper.

Juselius, Katarina, 2005, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.

Kahneman, Daniel, 2011, *Thinking, Fast and Slow*, Farrar, Straus and Giroux.

Kawaguchi, Hiroyuki, Kaoru Tone et Miki Tsutui, 2014, "Estimation of the Efficiency of Japanese Hospitals using a Dynamic and Network Data Envelopment Analysis Model", *Health Care Management Science* 17:101-112.

Kose, Ayhan, Eswar Prasad and Marco Terrones, 2003, "How Does Globalization Affect the Synchronisation of Business Cycles ?", IMF Working Paper No 03/27.

Krugman, Paul, 1979, "A Model of Balance-of-Payments Crises," *Journal of Money, Credit, and Banking* 11, 311-325.

Krugman, Paul, 2014, "Apologizing to Japan", New York Times.

Kumar, Manmohan, Taimur Baig, Jörg Decressin, Chris Faulkner-MacDonagh et Tarhan Feyzioglu, 2003, "Deflation: Determinants, Risks, and Policy Options—Findings of an Interdepartmental Task Force", International Monetary Fund, miméo, Washington D.C.

Lechevalier, Sébastien, 2011, *La grande transformation du capitalisme japonais*, Presses de Sciences Po, Paris.

Monfort, Alain, Jean Paul Renne, Rasmus Ruëffer et Giovanni Vitale, 2003, «Is Economic Activity in the G7 Synchronized?», CEPR Discussion Papers No. 4119.

Morris, Stephen et Hyun Song Shin, 1998, "Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks", *American Economic Review*, 88, 3, 587-597.

Obstfeld, Maurice, 1996, "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features," *European Economic Review*, 40, 3-5, 1037-47.

Posen, Adam, 1998, *Restoring Japan's Economic Growth*, Peterson Institute.

Posen, Adam, 2015, *Lessons of decades lost: Economic challenges and opportunities facing Japan and the United States*, Peterson Institute

Quintos, Carmela, 1995, "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(4), pp. 409-417.

Reinhart, Carmen et Kenneth Rogoff, 2002, " The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation", NBER Working Paper No. 8963.

Reinhart, Carmen et Kenneth Rogoff, 2008, *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press.

Repullo, Rafale et Javier Suarez, 2012, "The Procyclical Effects of Bank Capital Regulation", CEMFI Working Paper No. 1202.

Shiratsuka, Shigenori, 1999, " Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index", Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

Spence, Michael (dir.), 2010, *The growth report: strategies for sustained growth and inclusive development*. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

Stock, James et Mark Watson, 2003, "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics", NBER Working Paper No 9859.

Stock, James et Mark Watson, 1993, "A simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, N° 4.

Sutherland, Douglas, Robert W.R. Price, Isabelle Joumard et Chantal Nicq, 2007, "Performance Indicators for Public Spending Efficiency in Primary and Secondary Education," OECD Economics Department Working Papers 546.

Tetlock, Philip, 2006, *Expert Political Judgment: How Good Is It? How Can We Know?*, Princeton University Press.

Ueda, Kazuo, 2012, "The Effectiveness Of Non-Traditional Monetary Policy Measures: The Case Of The Bank Of Japan," *The Japanese Economic Review, Japanese Economic Association*, vol. 63(1), pages 1-22, 03.

Ueda, Kozo, 2009, "Determinants of Households' Inflation Expectations", Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Discussion Paper No. 2009-E-8.

Wilcox, David, 1989, "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit and Banking* 21(3), pp. 291-306.

Yakadina, Irina et Boriana Yontcheva, 2009, "Recession and recovery: automatic stabilizers and discretionary fiscal response in France", IMF Selected Issues Paper, IMF Country Report No. 09/233.

Yoshikawa, Hiroshi, 2002, *Japan's Lost Decade*, Tokyo, The International House of Japan, Tokyo.

Quelques éléments de comparaison internationale sur les pays couverts par la note de synthèse

		Etudes individuelles						Pays comparateurs								
		France	Japon	Zone euro	Chili	Paraguay	Haiti	Etats-Unis	R-Uni	Allema.	Italie	Canada	Corée	Chine	Argentine	Brésil
Population	Millions d'habitants, 2014	64	127	338	18	7	10	319	65	81	60	35	50	1368	42	203
PIB per habitant	US\$ courants, 2014	44,500	36,300	...	14,400	4,300	800	54,500	45,600	47,500	35,800	50,300	28,100	7,500	12,800	11,600
	US\$ PPA, 2014	40,300	37,300	...	22,900	8,400	1,700	54,500	39,500	45,800	35,400	44,800	35,200	12,800	22,500	16,000
	US\$ PPA, indice, 2014	100	93	...	57	21	4	135	98	114	88	111	87	32	56	40
	US\$ PPA, indice, 1980	100	79	...	32	25	10	117	81	104	98	107	20	3	59	45
Activité et prix (en %)																
Croissance du PIB	Moy. 2008-2014	0.3	0.1	-0.1	3.6	5.3	2.0	1.1	0.5	0.7	-1.3	1.6	3.2	8.8	3.6	3.0
	Moy. 1980-2008	2.2	2.5	2.1	4.9	3.1	0.4	3.0	2.5	1.9	1.7	2.7	7.2	10.1	2.2	2.7
Inflation	Moy. 2008-2014	1.6	0.3	1.7	3.5	5.3	6.7	1.9	2.9	1.6	1.9	1.7	2.7	3.0	9.3	5.7
	Moy. 1980-2008	3.9	1.2	2.2	12.7	17.9	14.6	3.8	4.1	2.4	6.2	3.8	5.9	5.1	10.3	424.5
Chomage	Moy. 2008-2014	9.3	4.4	10.3	7.5	5.7	...	7.9	7.3	6.2	9.6	7.3	3.4	4.1	7.6	6.3
	Moy. 1980-2008	8.8	3.3	9.3	10.1	6.3	...	6.1	7.9	7.9	9.0	8.7	3.6	3.1	11.0	6.9
Finances publiques (en % du PIB)																
Dettes brute	En 2014	95	246	94	14	21	27	105	90	73	132	87	36	41	49	65
	En 1980	35	69	...	44	67	31	...	88	75	13
Dettes nette	En 2014	87	127	70	-5	80	81	50	110	37	35	34
	En 1980	26	13	28	...	82	44
Déficit budgétaire	Moy. 2008-2014	-2.7	-7.7	-1.5	0.0	1.0	-3.5	-6.7	-5.5	0.9	1.0	-2.6	0.3	-0.2	0.2	2.0
	Moy. 1980-2008	-0.8	-2.3	0.6	2.8	3.0	-0.6	-1.3	-0.7	-0.1	2.0	0.3	2.7	-0.9	1.2	3.3
Secteur extérieur (en % du PIB)																
Solde courant	Moy. 2008-2014	-1.1	2.0	0.6	-1.3	0.8	-4.1	-3.0	-3.5	6.4	-1.3	-2.5	3.6	3.8	0.1	-2.4
	Moy. 1980-2008	0.3	2.5	0.0	-3.1	-1.3	-3.1	-2.5	-1.3	1.3	-0.5	-1.0	0.0	4.1	-0.7	-1.8
Chapitre (s) de la note de synthèse		3.1, 3.2, 3.3, 3.4, 5.3	2.1, 3.1, 3.4, 4.1, 5.3	2.1, 4.1, 5.1, 5.3	5.2, 2.2, 4.2, 5.1	4.3	2.1, 3.1, 3.4, 4.1, 5.3	3.1, 5.3	3.1, 5.3	3.1, 5.3	3.1, 5.3	3.1, 5.3	3.1			

Sources: FMI, Perspectives économiques mondiales 2015; OCDE; Banque mondiale; auteur.

ECOLE DES HAUTES ETUDES EN SCIENCES SOCIALES

Thèse pour l'obtention du grade de
docteur de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales

Brieuc Monfort

Janvier 2016

Essais sur les politiques économiques

Partie 2: Travaux

Directeur de thèse:

Sébastien Lechevalier, Maître de conférences à l'EHESS, Président de la Fondation France-Japon de l'EHESS

Jury:

Daniel Cohen, Professeur à Paris School of Economics, Directeur du département d'économie de l'ENS

Fabrizio Coricelli, Professeur à Paris School of Economics, Université Paris 1 et Panthéon Sorbonne, CEPR

Laurent Ferrara, Chef du service des Études Macroéconomiques et Synthèses Internationales de la Banque de France, Professeur à l'Université Paris Ouest Nanterre

Stéphane Grégoir, Professeur et Doyen de la Toulouse School of Economics

Valérie Mignon, Professeur à l'Université Paris Ouest Nanterre

Xavier Ragot, Président de l' Observatoire français des conjonctures économiques, Professeur à Paris School of Economics

Table des matières

Outils pour l'analyse des politiques macro-économiques

- S. Lechevalier et B. Monfort, 2016 (à paraître), Leçons de l'expérience japonaise: vers une autre politique économique, Opuscule du CEPREMAP, Éditions Rue d'Ulm/Presses de l'École normale supérieure, Paris.
- B. Monfort et A. Santos, 2009, "Assessing Macroeconomic Policy in Paraguay", publié comme chapitre du livre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), Fonds Monétaire International.
- P-O. Beffy, X. Bonnet, M. Darracq-Paries, et B. Monfort, 2003, "Un modèle macro-économique pour la zone euro ", *Economie et Statistique*, n°367.

Politique budgétaire: consolider, relancer et contrôler la dette publique.

- B. Monfort, 2015 a, "Can Increased Public Expenditure Efficiency Contribute to the Consolidation of Public Finances in Japan?", document de travail du CEAJF, mai 2015
- B. Monfort, 2009, "Countercyclical stimulus and long-term sustainability: insights from a fiscal SVAR for France", France: Selected Issues, IMF Country Report No. 09/233, Fonds Monétaire international.
- J. Boissinot, C. L'Angevin, et B. Monfort, 2004, "La dette publique en France: la tendance des vingt dernières années est-elle soutenable ?", publié dans *L'Economie française 2004*, INSEE.
- B. Monfort, 2011, "Gross Debt or Net Debt: Which is the Best Measure of Japanese Public Debt?", miméographe, juin 2011.

Politique monétaire: mesurer l'inflation et l'impact de la politique monétaire

- B. Monfort, 2015 b, "How informative are inflation indicators in Japan?", miméographe.
- B. Monfort, et S. Pena, 2009, "Inflation Determinants in Paraguay", publié comme chapitre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), Fonds Monétaire International. Aussi disponible comme document de travail du FMI (WP/08/270).
- B. Monfort, 2006, "Haiti –Money Demand and Inflation Dynamics", FMI, Département des Amériques, miméographe.

Economie internationale: surveiller la compétitivité externe, faire face aux chocs internationaux et réguler les flux bancaires mondiaux.

- B. Barkbu et B. Monfort, 2009, "Is the exchange rate in Paraguay overvalued?", publié comme chapitre du livre *Paraguay: Addressing the Stagnation and Instability Trap*, Alejandro Santos (éditeur), Fonds Monétaire International.
- B. Monfort, 2008, "Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness", Document de travail du FMI, No. 08/128, mai 2008.
- B. Heitz, F. Hild, et B. Monfort, 2006, "Synchronisation of Business Cycles within G7 Economies and Trade and Financial Integration", *Economie et Prévision*, n° 172, 2006-1.
- B. Monfort et C. Mulder, 2000, "The Impact of Using Sovereign Ratings by Credit Rating Agencies on the Capital Requirements for Banks: a Study of Emerging Market Economies", document de travail du FMI, No. 00/69, mars 2000.
- B. Monfort, 2004, "Speculative Attack and Optimal Interest Rate Defense under Uncertainty", miméographe.

Leçons de l'expérience japonaise.

Vers une autre politique économique?

Sébastien Lechevalier et Brieuc Monfort

Version 11 décembre

Table des matières

En Bref	3
Introduction	5
1. Une décennie de crises financières et la fin du miracle japonais	13
1.1. Comment le Japon est entré dans une décennie de crises financières	14
Une "libéralisation modèle"	15
Les bulles financière et immobilière	16
1.2. Assainir graduellement ou rapidement le système financier?	18
Le politique et le superviseur	20
Attendre le retour de la croissance	21
La crise financière de 1997 et l'assainissement bancaire de 2002	23
1.3. Le coût sur la croissance d'une crise financière	25
Contraction de l'offre de crédit et récession par les bilans financiers	26
Entreprises zombies et banques zombies	28
1.4. Ne pas gaspiller l'opportunité d'une crise financière	30
2. Les hésitations des politiques contracycliques	34
2.1. Chocs économiques et cadre des politiques contracycliques	35
Une accumulation de chocs internes et externes	35
Un biais optimiste qui fait consensus	36
La faiblesse de la coordination des politiques économiques	37
2.2. Relancer ou consolider les finances publiques?	38
Trois cycles d'assouplissement et de consolidation	38
Les imperfections de la politique budgétaire	40
2.3. Accepter la déflation ou expérimenter des mesures non conventionnelles?	42
La baisse des taux d'intérêt et la trappe à la liquidité	43
Une mise en œuvre des politiques non conventionnelles à reculons	46
2.4. Ne pas minimiser le rôle des politiques conjoncturelles	49
Des politiques budgétaires clairement contracycliques	50
Le risque asymétrique de déflation et l'optimisme sur la sortie de crise	51
3. A la recherche de la croissance perdue	53
3.1. La baisse de la productivité	56
La productivité au niveau macroéconomique	56
La productivité aux niveaux sectoriel et microéconomique	58
3.2. Les vagues de réformes structurelles	61
3.3. Recoordonner	63
Trois modalités pour augmenter la productivité	63
La coordination comme source de croissance	65
3.4. Re-segmentation du marché du travail et montée des inégalités	67

La croissance des inégalités.....	67
La dynamique du travail au cœur de la croissance des inégalités.....	68
L'impact négatif des inégalités sur la croissance	70
4. Les Abénomics, une innovation de politique économique?	72
4.1. Projet politique, projet économique	73
L'économie au service d'un projet politique	73
Trois ruptures économiques.....	75
4.2. Les trois flèches en pratique.....	77
Sortir de la déflation	77
Relancer et consolider	78
Réformer: "Just do it"	80
4.3. Succès et échecs des Abénomics.....	82
Critiques et limites.....	83
Impact macroéconomique.....	84
Premier bilan des Abénomics	86
4.4. Importer les Abénomics	87
Le nouvel activisme des banques centrales	87
La coordination des politiques en faveur de la croissance	88
Conclusion	92
Annexes	97
A1. Graphiques complémentaires	97
A2. Chronologie politique et économique (1985-2015)	97
A3. Pourquoi la croissance du Japon a ralenti? Comment la relancer?	97
Les facteurs du ralentissement: essai de quantification	97
Les moteurs de la croissance: estimations usuelles	98
A4. "Lost in translation", les acteurs de la politique économique au Japon	99

En Bref

Suite à la crise de 2008-09 et à la lenteur du retour aux niveaux de PIB et aux taux de croissance d'avant la crise dans la plupart des pays européens, la crainte que l'Europe suive peu ou prou la trajectoire de l'économie japonaise dans les années 1990 se fait de plus en plus entendre. Cette crainte est le plus souvent formulée comme le risque d'une décennie perdue à la japonaise, autrement dit une période de stagnation économique après une crise financière qui n'est pas suivie d'un rebond cyclique, comme dans le cas du Japon entre le début des années 1990 et celui des années 2000. Le cas japonais est alors utilisé comme contre-modèle, l'exemple de ce qu'il faut éviter de faire en matière de politique économique.

Le corollaire de cette crainte d'une décennie perdue européenne est ainsi la critique des politiques économiques conduites en Europe et la tentative de définition d'une "autre politique". De ce point de vue, il est intéressant d'essayer de tirer des leçons non seulement des politiques mises en œuvre au Japon dans les années 1990 et 2000 mais également des nouvelles politiques depuis fin 2012 appelées "Abénomics", qui contrastent assez fortement avec les politiques appliquées en Europe au même moment.

L'objectif de cet opuscule est de revenir sur l'expérience japonaise depuis vingt-cinq ans afin d'en préciser la nature et de discuter la pertinence des politiques mises en œuvre dans un contexte autre que japonais, spécifiquement le contexte européen. Ce faisant, nous nous opposons à certaines idées reçues sur la trajectoire japonaise pendant cette période: le Japon n'a pas connu deux décennies et demi perdues, la diversité de cette période démentant clairement cette interprétation; le ralentissement japonais n'est pas le résultat d'une paralysie politique qui aurait pour conséquences l'absence de réformes structurelles ou de politiques contracycliques; le mythe de la stagnation heureuse est aussi démenti par les conséquences négatives de la faible croissance moyenne, telles que la baisse des recettes fiscales et la hausse de l'endettement public ou bien les dysfonctionnements du marché du travail; enfin le mythe d'une bonne déflation est contredit par la difficulté à en sortir et la stagnation qui lui est associée.

La trajectoire japonaise depuis le début des années 1990 a été suivie de très près par les macroéconomistes et les responsables de politique économique aux Etats-Unis, beaucoup moins en Europe. Elle a à la fois accompagné et suscité des développements théoriques et pratiques sur la conduite des politiques économiques. Elle a donc participé de l'évolution de la macroéconomie depuis vingt-cinq ans.

Elle a aussi donné naissance à un certain nombre d'interprétations parfois contradictoires. Les débats portent moins sur le déclenchement de la crise – assez bien compris – que sur sa durée et l'absence de retour durable à la croissance. Notre thèse est qu'il faut cesser d'opposer explications structurelles et celles mettant l'accent sur le rôle des politiques économiques tant une analyse approfondie montre qu'elles sont liées et surtout que la longue crise japonaise est multidimensionnelle, marquée par une crise financière et ses conséquences sur

l'économie réelle, des politiques économiques en partie inadaptées et la recherche difficile d'une croissance perdue.

L'expérience japonaise en matière de macroéconomie et de politique économique, loin d'être exotique, nous semble donc devoir être étudiée en tant que telle afin de contribuer au débat actuel sur la politique économique en Europe. Dans le même temps, les Abénomics sont éminemment situés et difficilement compréhensibles sans référence à l'histoire économique depuis l'éclatement de la bulle financière au début des années 1990. Il nous semble qu'il est très exagéré d'y voir une expérience de politique économique non conventionnelle dont pourraient s'inspirer les économistes européens à la recherche d'une "autre politique". Ils incarnent cependant à la fois une forme de volontarisme politique et une tentative pertinente de mettre en œuvre de façon cohérente différents instruments de politique économique.

Sébastien Lechevalier est maître de conférences à l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales (EHESS), président de la Fondation France-Japon de l'EHESS et directeur du GIS/Réseau Asie. Il est notamment l'auteur de *La grande transformation du capitalisme japonais* (Presses de Sciences Po, 2011).

Brieuc Monfort est chercheur associé au Centre d'études avancées franco-japonais de Paris (CEAFJP). Il a travaillé au Japon comme conseiller financier pour la direction du Trésor et il a également été économiste au Fonds monétaire international et à l'INSEE.

Introduction

Les contes de fées sont de retour dans l'imaginaire économique. Boucle d'or est souvent évoquée pour recommander une politique monétaire au juste degré, ni trop chaude, ni trop froide. Un livre récent fait appel au grand méchant loup pour expliquer les craintes des français face au libéralisme financier. Dans ce monde imaginaire, le Japon tient immanquablement la place de l'ogre: si telle ou telle politique est menée, comme au Japon, suivront deux "décennies perdues" de croissance nulle. Si J. Stiglitz dans un article d'opinion de 2013 déclare que le Japon est "un modèle, pas une fable morale", il fait lui-même très régulièrement appel à la peur de l'ogre japonais: il menace en 2014 l'Europe d'une "dépression pire que la décennie perdue du Japon" si elle poursuit une politique d'austérité ou il félicite en 2015 l'Allemagne d'accueillir des réfugiés, ce qui va lui "éviter de devenir un deuxième Japon".¹ Dans quelle mesure cette perception courante du Japon comme contre-modèle tient-elle de la fable plutôt que des faits?

La trajectoire du Japon depuis vingt-cinq ans est certes très différente de celle qui lui était promise à la veille de l'éclatement de la bulle immobilière et financière en 1990-91. Le Japon était alors présenté comme un modèle, à la fois au niveau de son organisation sociale mais aussi dans sa pratique des politiques économiques². Il était promis à devenir la première puissance économique mondiale, peut-être d'ici la fin de la décennie. De fait, en termes de PIB nominal en dollars, il n'a pas rattrapé les Etats-Unis et a été dépassé par la Chine en 2009. L'écart en termes de PIB par habitant par rapport aux Etats-Unis est resté quasiment inchangé, un cinquième en dessous, le Japon faisant finalement aussi bien - ou aussi mal - que l'Europe. La perception du Japon s'est aussi inversée d'un pays à qui tout réussit dans les années 1980 à celui d'une économie incapable d'évoluer dans les années 1990 et 2000.

La supposée paralysie en matière de politique économique a parfois été présentée comme une des sources principales de la trajectoire japonaise. Du coup, la nouvelle politique économique menée depuis l'arrivée au pouvoir du premier ministre Shinzo Abe fin 2012, baptisée les "Abénomics", a initialement inversé cette perception du Japon condamné à la stagnation. Elle a suscité l'intérêt et les attentes des japonais mais aussi au-delà, notamment en Europe. La nouvelle politique monétaire a ainsi été accueillie par un journaliste financier comme le premier événement économique au Japon depuis vingt-cinq ans. Trois ans après, la presse financière est tout aussi prompt à déclarer, sur la base d'un mauvais chiffre de la croissance du PIB ou d'inflation, que les Abénomics ont échoué, voire

¹ Voir D. Shulman, "Godlilocks Economy", Salomon Brothers, 1992; A. Landier et D. Thesmar, *Le grand méchant marché*, Seuil, 2008; J. Stiglitz, blog du *New York Times*, 9 juin 2013, et entretiens les 20 août 2014 (*The Telegraph*) ou le 17 septembre 2015 (*Die Welt*).

² E. Vogel, *Japan as Number One. Lessons for America*, Harvard University press, 1979; S. Fischer, "Monetary Policy and Performance in the U.S., Japan and Europe, 1973-86," NBER Working Paper No. 2475, 1987; T. Ito, *The Japanese Economy*, MIT Press, 1992.

même qu'ils étaient voués à l'échec. Précédemment, la reprise du milieu des années 1990, la bulle Internet à la fin des années 1990, ou la croissance mondiale au milieu des années 2000, avaient aussi nourri l'espoir que le Japon renoue avec des niveaux de croissance plus élevés.

L'originalité de la reprise actuelle par rapport aux épisodes précédents est qu'elle n'est pas liée uniquement aux marchés ou à la demande mondiale mais qu'elle reflète avec les Abénomics l'affirmation d'un certain volontarisme économique et de la volonté de mettre en oeuvre de manière coordonnée l'ensemble des instruments de politique économique. Ces choix reflètent aussi la réflexion sur les succès et les échecs des politiques antérieures depuis l'éclatement de la bulle. Les Abénomics sont éminemment situés et difficilement compréhensibles sans référence à la trajectoire japonaise depuis le début des années 1990. Leur analyse nécessite ainsi de ne pas se concentrer sur des résultats conjoncturels mais de prendre du recul historique et d'étudier l'économie japonaise depuis vingt-cinq ans ainsi que les débats de politiques économiques et la mise en œuvre effective de ces dernières.

Cet opusculé a deux ambitions principales: (1) expliquer comment une crise classique – essentiellement financière- a été suivie par un ralentissement prolongé sur plusieurs années; (2) éclairer les choix de politique économique et les contraintes auxquelles sont confrontés les décideurs de politique économique face à un ralentissement économique, le Japon nous semblant ici un cas d'école. Ces deux thèmes sont profondément imbriqués, les décisions de politique économique étant elles-mêmes une composante de l'histoire du ralentissement du Japon. Dans la recherche de la compréhension des décisions prises par les premiers ministres, les ministres des finances, ou les banquiers centraux japonais, nous voudrions être accompagnés de l'ogre de Marc Bloch, finalement plus sympathique que celui de nos contes moraux, un peu comme les *oni* populaires japonais: "Le bon historien ressemble à l'ogre de la légende. Là où il flaire la chair humaine, il sait que là est son gibier"³.

Nous nous méfions ici des analyses rétrospectives et, tout en précisant notre propre analyse, nous souhaitons décrire comment les acteurs ont perçu les différentes options possibles en fonction des informations dont ils disposaient alors. Cet exercice – certes à notre avantage par rapport aux décideurs japonais dans la mesure où nous bénéficions du recul historique – nous semble essentiel pour ne pas répéter les mêmes erreurs. L'approche suivie dans cet opusculé est volontairement éclectique. Elle s'inspire des analyses économiques standards, mais aussi des changements théoriques qui sont intervenus dans le cadre de l'analyse de la trajectoire japonaise et de la crise de 2008. Compte tenu de l'accent mis sur les décisions de politique économique et les comportements des acteurs, elle emprunte à l'économie politique mais aussi aux sciences politiques et aux théories régulationnistes.

Notre première ambition est motivée par le fait que le ralentissement économique japonais a le plus souvent donné lieu à des lectures unidimensionnelles. Par exemple, le vieillissement et la contraction démographique expliqueraient la dégradation des finances publiques sous le poids des dépenses sociales, la déflation, et aussi le biais politique en faveur du statu-quo favorable aux plus âgés.

³ M. Bloch, *Apologie pour l'histoire ou métier d'historien*, Armand Colin, 1949.

Ou bien, la paralysie des décideurs politiques et économiques expliquerait les tergiversations face à la crise bancaire, le conservatisme des politiques contracycliques, et l'allergie aux réformes structurelles. D'autres explications unidimensionnelles suggèrent de mettre l'accent quasi-exclusivement sur un volet de la politique contracyclique, monétaire ou budgétaire, qui aurait suffi à éviter le ralentissement japonais. Ces lectures peignent un Japon immobile ou alors sur le déclin, alors que le Japon a connu, selon nous, sur la période d'étude une "grande transformation"⁴.

Les implications en termes de recommandations politiques de ces explications unidimensionnelles sont simples, si le lecteur nous autorise à peine à les caricaturer: pour compenser le déclin démographique d'ici les cinquante prochaines années, il suffit d'accueillir trente millions d'immigrés (la population de Pékin-Tianjin, de la Malaisie, ou du Benelux); plus simplement, il suffit d'importer une seule personne, un chef d'Etat qui puisse changer la classe politique japonaise (la méthode MacArthur, du nom commandant des forces d'occupation américaine au Japon de 1945 à 1951). Dans un encadré en fin d'introduction, nous recensons quelques autres idées reçues sur l'économie du Japon et en montrons les limites.

Nous proposons ici une lecture du ralentissement japonais qui met l'accent sur *l'enchaînement* de trois facteurs principaux, à rebours des lectures unidimensionnelles : (1) une crise financière qui est reconnue et résolue tardivement; (2) une succession de chocs, exogènes ou endogènes, auxquels les politiques contracycliques répondent de manière imparfaite; (3) enfin, un ralentissement de la croissance, qui est liée côté offre à la fin du rattrapage économique, côté demande à l'impact cumulatif des deux premiers facteurs, et aussi au niveau microéconomique à des problèmes de coordination entre des acteurs présentant une hétérogénéité croissante. Les trois premières parties de cet opuscule détaillent chacune ces trois facteurs. La dernière partie s'intéresse aux Abénomics et la manière dont sont mises en oeuvre conjointement politiques contracycliques et réformes structurelles depuis 2012.

De fait, la division thématique des trois premières parties se prête aussi à une lecture chronologique avec un chevauchement des causes du ralentissement. La crise financière japonaise couvre principalement la première décennie de 1990-91 à 2002-04. La politique budgétaire joue un rôle important au cours de cette première décennie mais moins important sur la deuxième tandis que le problème principal sur cette décennie est centré sur une déflation modérée mais persistante de 1998 à 2012, avec une sortie éphémère de la déflation en 2006-08, et la perception de la paralysie de la politique monétaire. Enfin, la troisième partie sur les facteurs structurels couvre plus largement les causes du ralentissement des années 1980 à aujourd'hui. La dernière partie se concentre sur la politique économique de 2012 à 2015, à la moitié du mandat de Shinzo Abe⁵.

⁴ S. Lechevalier, *La grande transformation du capitalisme japonais*, Presses de Sciences Po, 2011.

⁵ Le premier ministre est aussi président du Parti libéral démocrate (PLD), un mandat de trois ans renouvelable une seule fois. M. Abe a été élu président du PLD en 2012 et réélu en 2015. Il a remporté des élections législatives en 2012 et des élections anticipées en 2014. S'il n'est pas mis en minorité au sein de son parti, il peut donc théoriquement gouverner jusqu'en 2018.

La deuxième ambition de ce livre est de présenter les dilemmes de politique économique auxquels ont été confrontées les autorités japonaises. Expliquer le ralentissement japonais du point de vue de l'omniscience en faisant une lecture rétrospective du passé et en inversant certaines décisions économiques pourrait permettre dans un univers parallèle d'écrire une histoire économique plus heureuse pour le Japon - peut-être celle qui lui était prédite au cours des années 1980. Le lecteur comprend bien la futilité d'une telle approche. Face à chaque problème, les décideurs japonais ont été confrontés à des choix difficiles, et sur lesquels parfois ni la théorie économique ni la pratique antérieure n'offraient de réponses claires: face à la crise bancaire, préférer l'amélioration des bilans bancaires par la croissance économique ou au contraire forcer un assainissement bancaire brutal avec un impact négatif sur la croissance; face à la déflation, mener jusqu'à son terme une politique accommodante classique ou entrer prudemment dans le nouveau monde encore inconnu de l'expansion quantitative; face à la dégradation des finances publiques, mener un ultime stimulus pour améliorer la croissance et les recettes budgétaires ou consolider le budget au prix d'un ralentissement économique; enfin, accepter ou non d'aggraver un ralentissement conjoncturel en mettant en oeuvre des réformes de structure. A plusieurs reprises depuis le début des années 1990, le Japon a été le premier pays développé confronté à certains problèmes et le premier à inaugurer des solutions, sur la déflation, le vieillissement accéléré, ou la mise en oeuvre d'une politique d'expansion quantitative⁶.

De ce point de vue, nous partageons pleinement le commentaire de P. Krugman⁷: "les difficultés économiques du Japon sont interprétées comme étant principalement de nature politique: si seulement les hommes politiques acceptaient la situation telle qu'elle est, ils auraient sorti leur pays de l'ornière. Mais en fait, ce que le Japon doit faire n'est absolument pas clair - ce qui veut dire que le problème est moins politique que conceptuel". Dans notre analyse, nous bénéficions de deux avantages principaux par rapport aux études antérieures: un recul plus grand, avec en moyenne une dizaine ou une quinzaine d'années de données supplémentaires; des expériences nouvelles, que ce soit avec la crise financière dans plusieurs économies avancées après 2008 mais aussi au Japon avec la politique nouvelle que constitue les Abénomics.

Les choix de politique économiques – et donc le rôle du gouvernement – sont l'une des clefs de notre explication du ralentissement japonais. L'ampleur des difficultés du Japon a été régulièrement sous-estimée et les réponses de politique économique ont été sous-calibrées. Nous essayons ici de *tirer des leçons* de l'expérience japonaise, mais sans *donner de leçons*. Il s'agit là souvent d'une erreur collective, commune aux décideurs japonais, au secteur privé, aux économistes, et aux organisations internationales. Dans certains cas cependant, comme le retard pour la résolution de la crise bancaire ou le choix de la politique monétaire, certaines décisions (ou l'absence de décision) des autorités japonaises semblent relever davantage de l'économie politique, sans pour autant que ces blocages

⁶ P. Lipsky et H. Takinami, "First-Mover Disadvantage: The Politics of Financial Crisis Response in Japan and the United States", *Japanese Journal of Political Science*, 2013.

⁷ P. Krugman, "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap", *Brookings Paper of Economic Activity*, 1999.

soient spécifiquement liés à des facteurs culturels propres au Japon. A l'intérieur de chacune des trois premières parties, qui couvrent chacune un volet explicatif du ralentissement japonais (crise bancaire, politiques contracycliques, politique de croissance), nous nous efforçons de présenter d'abord les faits stylisés, puis les choix de politique économique, enfin la manière dont chacun de ces facteurs a pu selon nous contribuer au ralentissement économique. Nous concluons chaque partie par des implications en termes de politique économique, à la fois pour le Japon mais aussi pour l'Europe d'aujourd'hui.

Quel usage faire de l'expérience japonaise? La trajectoire du Japon a été suivie de très près par les macro-économistes et les responsables de politique économique aux Etats-Unis, mais beaucoup moins en Europe. Elle a à la fois accompagné et suscité des développements théoriques et pratiques sur la conduite des politiques économiques. Certaines des choix auxquels le Japon s'est trouvé confronté sont les mêmes que ceux de l'Europe depuis le choc Lehman. Ce livre est également une tentative de faire le point sur les développements de la macroéconomie moderne. La crise de 2007-2008 a suscité un certain nombre de réflexions dont témoignent deux livres récents d'O. Blanchard et J. Stiglitz et de leurs coauteurs⁸. Ces réflexions étaient à l'œuvre au Japon depuis au moins la fin des années 1990, ce dont beaucoup d'économistes américains ont conscience mais très peu d'économistes européens et a fortiori français. Contribuer à cette prise de conscience est aussi une contribution espérée de ce livre.

⁸ G. Akerlof, O. Blanchard, D. Romer et J. Stiglitz (éditeurs), *What have we learned*, MIT Press, 2014; et O. Blanchard, D. Romer, M. Spence et J. Stiglitz (éditeurs), *In the wake of the crisis*, MIT Press, 2012.

Encadré n°1: Idées reçues sur l'économie japonaise

Dans un débat avec Paul Krugman sur le risque de décennie perdue à la japonaise aux Etats-Unis, Larry Summers juge qu'une telle situation est impossible, la crise japonaise étant un événement presque exotique, spécifiquement japonais: "le Japon est la société avec le vieillissement le plus accéléré du monde, avec une insularité légendaire, une immigration nulle, et une absence totale de capacité d'innovation entrepreneuriale" 1/. La force des idées reçues n'est pas liée à l'éloignement ou la proximité géographique - comme la Russie de Sarah Palin, le Japon étant pour les Américains juste de l'autre côté du Pacifique - puisqu'on retrouve ces mêmes idées aux Etats-Unis comme en Europe. Certaines de ces idées tiennent du préjugé - souvent véhiculé par les Japonais eux-mêmes, d'autres sont simplement des opinions, partiellement vraies à une époque spécifique, mais aujourd'hui fortement datées. Cet encadré rassemble quelques idées reçues sur l'économie japonaise et vise à les confronter à la réalité des faits.

- **Le Japon a connu une croissance nulle depuis vingt-cinq ans.** En termes de PIB nominal, à cause de la déflation et du vieillissement démographique, le Japon a en effet une croissance faible: entre 1990 et 2014, le Japon a connu une croissance nominale de 0,4% par an contre 3,0% en France et 4,6% aux Etats-Unis. Ce résultat brut mérite cependant d'être nuancé. En terme réel, la croissance moyenne a été de 0,9% contre 1,5% en France et 2,5% aux Etats-Unis. En terme réel par habitant, la croissance a été de 0,8% au Japon contre 1,0% en France et 1,5% aux Etats-Unis. Cf. section 3-1.

- **La croissance est nulle à cause de la paralysie économique et sociale.** Au cours de la période d'études, la banque centrale devient indépendante en 1997, une règle budgétaire est votée en 1997 (puis abandonnée l'année suivante), une politique d'expansion quantitative est mise en place pour la première fois au monde en 1999 (certes avec beaucoup d'hésitations), le marché du travail est libéralisé en 1999 et 2003, un mécanisme d'ajustement automatique des retraites est introduit en 2004... Contre la vision d'un Japon immobile, S. Lechevalier 2/ montre que le Japon a connu depuis vingt-cinq ans une "grande transformation". Nous discutons les effets, positifs ou négatifs, de ces réformes dans les sections 3-2, 3-3, et 4-2.

- **La paralysie économique est due à l'instabilité ministérielle.** Parfois, nous aurions tendance à vouloir souscrire à cette opinion, comme quand, mi-2012, l'opposition refuse de voter le projet de hausse de la taxe à la consommation, à laquelle elle est pourtant favorable, parce qu'avant de changer d'avis un an après avoir gagné les élections de 2009 le parti adverse y était alors opposé... Pour autant, l'importante réforme électorale de 1994, la réforme administrative de 1997 qui renforce le rôle du premier ministre, ou la loi sur la réforme de la sécurité sociale de 2012 qui prépare la hausse de la taxe à la consommation, ont été votées sous des gouvernements qui sont restés au pouvoir respectivement huit, trente, et quinze mois. La décision d'abandonner une stratégie bancaire inefficace est impulsée en 1998 par l'opposition qui refuse le statu quo, avant d'être approfondie par le premier ministre Koizumi à partir de 2002. La grande continuité des orientations politiques pendant la période est frappante et peut parfois donner l'impression que les réformes sont introduites trop lentement. Cf. notamment sections 2-2 sur la crise bancaire et 4-2 sur les réformes structurelles.

- **La faible croissance provient du fort dualisme de l'économie japonaise et en particulier du manque d'efficacité des services.** L'économie japonaise est encore caractérisée par des différences de productivités marquées entre les grandes entreprises exportatrices du secteur manufacturier d'une part, et les petites entreprises ainsi que les industries de service d'autre part. Cette image d'Epinal qui correspond assez bien au Japon des années 1950 ne rend cependant pas compte de la situation depuis le début des années 1990. Le dualisme entre secteurs s'est fortement réduit, prolongeant un mouvement amorcé dans les années 1960 et 1970, mais la différenciation entre entreprises de taille similaire appartenant à un même secteur s'est fortement accrue. Cette évolution a aussi contribué à la montée des inégalités salariales. Cf. sections 4.1 et 4.3.

- **Le Japon est une société égalitaire.** L'écart salarial entre dirigeant et le salarié est certes en moyenne plus faible au Japon que dans les autres économies avancées, le PDG le mieux payé au Japon en 2014 étant d'ailleurs... un français, en la personne de Carlos Ghosn. Pour autant, les inégalités et la pauvreté ont sensiblement augmenté au Japon depuis les années 1980 et le coefficient de Gini après transferts est désormais proche de celui du Royaume-Uni. T. Tachibanaki 3/ suggère que le mythe de la société égalitaire au Japon a été popularisé par une étude de l'OCDE de 1976 désormais fortement datée et par la confusion entre inégalités avant et après transferts. Cf. section 4-3.

- **La croissance n'a pas d'importance, le Japon reste un pays riche.** Le mythe de la stagnation heureuse s'appuie sur le chômage faible, le mythe de la société égalitaire, le poids des créances japonaises nettes sur le reste du monde (premières mondiales), et souvent les lumières du quartier commerçant de Ginza ou les listes d'attente dans les restaurants japonais et leur nombre de trois étoiles au guide Michelin (supérieur d'un quart à la France en nombre mais encore inférieur d'un tiers quand rapporté au nombre d'habitants). Le poids de la dette publique et le coût de la déflation ou la montée de la pauvreté et des inégalités doivent nous conduire à tempérer cette opinion sur la stagnation heureuse. Cf. section 3-2, 3-3, ou 4-3.

- **Le chômage est faible parce que les femmes ne travaillent pas.** L'implication de politique économique de cette idée serait qu'il faudrait renvoyer les femmes au foyer pour faire baisser le chômage, une proposition qui a pu resurgir aux Etats-Unis dans les années 1930 et parfois en Europe dans les années 1970 (et aujourd'hui encore dans certains mécanismes d'aide conditionnelle). Selon la Banque mondiale, le taux de participation des femmes sur le marché du travail au Japon n'est pas radicalement différent de celui des autres pays de l'OCDE et loin d'être le plus faible : il est ainsi de 49% au Japon, contre 51% en France, mais 56% aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, ou 40% en Italie et 44% en Grèce. Quand au chômage, la durée et le montant de couverture de l'assurance chômage sont plus faibles qu'en Europe, ce qui contribue à un chômage plus faible. Pour autant, subsistent encore des spécificités de la participation des femmes japonaises sur le marché du travail en fonction de leur âge, ce qui traduit des problèmes fondamentaux de conciliation des vies professionnelles et familiales. Ainsi, un enjeu important des Abénomics est et de faire converger le taux de participation des femmes non pas vers la moyenne, mais vers celui des pays où il est le plus élevé. Cf. section 4-3 et 5-2.

• **La dette publique élevée vient de la construction de "ponts pour nulle part".** Il est vrai que les dépenses d'infrastructure publique étaient plus fortes que la moyenne de celle des pays de l'OCDE jusqu'au début des années 2000, mais ce n'est plus le cas depuis une douzaine d'années. L'augmentation de la dette publique japonaise provient largement de la faiblesse de la croissance, mais aussi du coût budgétaire des mesures de soutien au système financier, de baisses d'impôts permanentes, et aussi de l'investissement public. Nous revenons dans le détail chiffré de la dynamique de la dette dans la section 3-2.

• **Le Japon est capable d'imiter mais pas d'inventer et le rattrapage technologique est achevé.** Le rattrapage technologique et la convergence avec les Etats-Unis ont en effet contribué à la haute croissance japonaise dans l'après-guerre. Pour autant, cette idée telle qu'exprimée ci-dessus tient largement du préjugé et avait disparu à la fin des années 1980, avant de réapparaître depuis. A titre d'illustration, depuis dix ans, douze scientifiques japonais ont été récompensés par des prix Nobel en physique, chimie, et médecine, dont deux en 2015. Avec une population cumulée un peu supérieure (de 10-20%), la France et l'Allemagne ont vu dix de leurs scientifiques honorés par des prix Nobel dans ces disciplines sur la même période, répartis également entre les deux pays. Plus généralement, le Japon a un quasi-monopole sur certaines technologies à haute valeur ajoutée. Cf. section 4-1.

• **La déflation est positive dans le contexte japonais car les prix sont trop élevés.** La "bonne déflation" viendrait des effets de la globalisation, notamment des importations chinoises, des gains de productivité, ou de la déréglementation, et bénéficierait aux consommateurs. Cette vision partielle - et partiellement fausse - oublie que la déflation renforce les transferts des actifs vers les retraités, des emprunteurs vers les crédateurs, et qu'elle réduit aussi les recettes budgétaires et les perspectives de rendement de l'investissement. Elle a ainsi contribué à la stagnation économique. Cf. section 3-3.

Si le système japonais est ainsi accusé de beaucoup de travers, certains cependant s'en félicitent. La journaliste du *Financial Times* G. Tett 4/ rapporte cette opinion d'un banquier étranger au Japon dans les années 1990: "En un sens, le Japon est le pays parfait pour échouer, parce que les gens sont toujours prêts à faire porter la responsabilité au pays et à sa culture plutôt qu'à vous".

Références:

- 1/ P. Krugman, D. Rosenberg, L. Summers, I. Bremmer, *North America's Lost Decade?: The Munk Debate on the Economy*, House of Anansi Press, 2012.
- 2/ S. Lechevalier, 2011, op. cit.
- 3/ T. Tachibanaki, *Confronting Income Inequality in Japan*, MIT Press, 2005.
- 4/ G. Tett, *Saving the Sun: A Wall Street Gamble to Rescue Japan from Its Trillion-Dollar Meltdown*, Harper Business, 2003.

1. Une décennie de crises financières et la fin du miracle japonais

Avec le bénéfice du recul, il paraît naturel de voir dans l'éclatement de la bulle financière, au tout début de la décennie 1990, l'une des causes principales de la "décennie perdue" et de la fin du miracle économique japonais. Pour autant, le Japon est au début des années 1990 dans une position relativement solide: une inflation faible, une monnaie en appréciation, un solde budgétaire équilibré, des actifs étrangers élevés et un chômage quasiment inexistant. Le Japon n'a pas connu de bulle de crédit, la bulle immobilière et financière est plus faible que celles des pays nordiques (Finlande, Norvège, Suède) et comparable à celle de l'Italie, qui connaîtra seulement une crise bancaire limitée en 1990-92 et non une crise systémique⁹ (graphique 1). La crise bancaire au Japon ne semble concerner aussi pendant sept ans qu'un segment marginal du marché, celui des coopératives immobilières (*jusen*), de même que la crise aux Etats-Unis en 2008 ne concerne initialement que le segment des crédits immobiliers à haut risque (*subprime*).

Graphique 1 : Crise financière - Le Japon, la Suède et le choc Lehman

La crise bancaire va toucher le Japon en trois vagues successives. La première vague en 1994-95 concerne des institutions bancaires périphériques, comme la banque régionale Hyogo ou les coopératives immobilières *jusen* (avec des encours de dépôts totaux de 3,5% du PIB). La Banque du Japon intervient principalement comme prêteur en dernier ressort tandis que le Ministère des finances résiste à l'idée d'injecter dans le secteur bancaire de l'argent public. La deuxième vague en 1997-98 concerne des institutions de taille systémique comme les banques de financement LTCB et NCB, deux maisons de titre, Sanyo et Yamaichi, et une banque préfectorale, Hokkaido Takushoku (avec un encours d'actif cumulé de 15% du PIB). Quatre de ces faillites ont lieu au cours du seul mois de novembre 1997, après un épisode de type Lehman et la faillite d'une institution active sur le marché interbancaire, Sanyo Securities. En 1998, le Japon annonce un plan de soutien au secteur financier de 12% du PIB et crée un nouveau superviseur financier, l'Autorité des services financiers (FSA), placée sous l'autorité d'un ministre. Une troisième vague de stress, liée à l'inquiétude sur les ratios de capitaux des banques, touche finalement deux banques en 2003, Resona et Ashikawa (dépôts d'un montant de 9% du PIB), mais aurait pu déboucher sur une nouvelle crise systémique. A partir de 2002, le ministre de la FSA met en oeuvre un plan de réduction rapide des créances douteuses et force les banques à plus de transparence. Les objectifs de ce plan sont dépassés, en avance sur le calendrier, dès 2005.

Ces trois vagues expliquent que la chronologie de la crise bancaire diffère fortement selon les auteurs, de 1992 à 1997 selon C. Reinhard et K. Rogoff, mais

⁹ M. Hutchison et K. McDill, "Are banking crises alike? The Japanese experience in international comparison", NBER Working Paper No. 7253, 1999.

de 1997 à 2002 selon L. Laeven et F. Valencia¹⁰. Les premiers auteurs mettent l'accent apparemment sur la première récession au niveau du PIB, qui n'est pas nécessairement le critère le plus pertinent, les seconds sur les interventions publiques (nationalisation, restructuration, intervention en dernier recours) qui traduisent davantage la prise de conscience par les autorités et aussi par les marchés de l'ampleur des problèmes.

La chronologie de la crise bancaire japonaise au cours des années 1990 est ainsi très différente de celle des Etats-Unis en 2008. Alors qu'un ou deux ans sépare(nt) le pic des indices immobiliers et boursiers des premières faillites financières aux Etats-Unis (maisons de titre, puis banques et sociétés d'assurance), de sept à huit ans séparent ces deux événements au Japon. L'impact principal sur le PIB a aussi lieu après la faillite d'institutions financières au Japon, et non après le déclin des indices immobiliers et financiers (Tableau 1).

Tableau 1: Chronologie comparée de la crise japonaise des années 1990 et de la crise américaine de 2008

Deux différences majeures expliquent cet étalement du calendrier de la crise japonaise par rapport à celle liée au choc Lehman: (1) le fait que la crise japonaise est d'abord une crise nationale, d'ailleurs amortie par le succès initial relatif des politiques contra-cycliques, et non une crise mondiale comme en 2008; (2) le retard pour assainir la situation du système bancaire avec l'utilisation générale de la tolérance réglementaire (*regulatory forbearance*). Les liens entre l'économie réelle et le secteur financier sont à double sens: la faible croissance et la timide reprise de 1995-97 retardent la crise financière; dans le même temps, l'importance des prêts bancaires à des entreprises "zombies" en quasi-faillite ou la stratégie de désendettements des entreprises japonaises après la bulle expliquent aussi que la crise bancaire va avoir des effets sur l'activité beaucoup plus durables.

Les sections suivantes visent à répondre aux quatre questions suivantes: Quelles sont les causes de la crise financière japonaise? Pourquoi la résolution de la crise bancaire au Japon a pris beaucoup plus de temps que dans d'autres pays? Quels sont les mécanismes qui expliquent l'impact de la crise bancaire sur le ralentissement de la croissance? Enfin, quelles sont les leçons de la crise bancaire japonaise pour l'Europe d'aujourd'hui? D'un point de vue chronologique, cette partie couvre principalement la période de l'éclatement des bulles boursière et immobilière en 1990-91 jusqu'à la politique agressive de reconnaissance des prêts non-performants en 2002-05. La crise financière liée au choc Lehman qui touche les Etats-Unis et l'Europe en 2008 n'impacte que tangentiellement le Japon, ce qui témoigne d'ailleurs de la solidité retrouvée du secteur financier japonais après une crise prolongée.

1.1. Comment le Japon est entré dans une décennie de crises financières

¹⁰ C. Reinhart et K. Rogoff, *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, 2009; L. Laeven et F. Valencia, "Systemic Banking Crises Database: An Update", IMF Working Paper No. 12/163, 2012.

Les causes de la bulle font l'objet d'une analyse relativement consensuelle¹¹ que nous partageons, et sont principalement au nombre de deux: (1) une supervision inadéquate dans un contexte de libéralisation financière entamée depuis la fin des années 1970; (2) une politique contra-cyclique pour répondre à l'appréciation du yen après les accords du Plaza d'octobre 1985 centrée quasi-exclusivement sur une politique monétaire accommodante.

Une "libéralisation modèle"

La libéralisation financière visait plusieurs objectifs: le développement du marché des capitaux pour permettre le financement du déficit public; la diversification des possibilités de financement pour les grandes entreprises manufacturières dont les activités se sont considérablement internationalisées depuis les années 1970; et la recherche de nouvelles sources de profits par les institutions financières japonaises peu à peu délaissées par les acteurs précédents qui trouvent des meilleures conditions de financement à l'étranger. La libéralisation financière concerne d'abord le marché obligataire (marché secondaire pour les obligations publiques en 1976), le marché des changes (transactions de change autorisées en 1980 sauf en cas de régulation spécifique), enfin le marché monétaire (par exemple effets commerciaux en 1987). Elle s'accompagne aussi d'une réduction des cloisonnements entre les institutions financières (autorisation pour les banques d'intervenir sur le marché obligataire en 1983 ou à avoir des filiales sur le marché des capitaux en 1992, autorisation des holdings financières en 1998...).

La libéralisation financière est décrite par T. Cargill et T. Sakamoto comme une "libéralisation modèle", non seulement en raison des bénéfices apportés à l'ensemble des agents économiques (liquidité pour la dette publique, meilleurs rendements pour l'épargne des ménages, coût de financement plus faible pour les entreprises...) mais aussi parce que le Japon évite alors, jusqu'à là, une crise financière comme aux Etats-Unis au cours des années 1980 avec la crise des sociétés immobilières (*savings and loan associations*). De plus, à la différence de ce qui va se produire aux Etats-Unis après le choc Lehman, il n'y a pas de remise en cause de la libéralisation financière après la crise, puisque celle-ci va se poursuivre au cours des années 1990, le premier ministre Hashimoto mettant ainsi en œuvre les mesures dites du "Big Bang" en 1996, inspirées de la libéralisation du marché londonien (transactions de change, poursuite du décloisonnement, augmentation de la concurrence...). Comme telle, la libéralisation financière n'est donc pas la cause directe de la bulle financière et de la crise. Le fait que la priorité en 1996 ait été de poursuivre la libéralisation financière plutôt que de renforcer la supervision ou de régler le problème bancaire est aussi révélateur de l'optimisme sur l'état du système financier, dont les faits ont montré qu'il correspondait à une sous-estimation des problèmes structurels¹².

Plusieurs éléments contribuent cependant à faire de cette "libéralisation modèle" un facteur de crise: (1) la dégradation de la qualité des portefeuilles bancaires; (2)

11 Voir T. Cargill et T. Sakamoto, *Japan since 1980*, Cambridge University Press, 2008, ou T. Hoshi et A. Kashyap, *Corporate Governance in Japan*, MIT Press, 2001.

12 E. Lincoln et R. Litan, "The Big Bang? An Ambivalent Japan Deregulates Its Financial Markets", Brookings, 1996.

la faiblesse du contrôle interne et de la supervision externe; (3) l'effet d'entraînement de la bulle financière sur le crédit bancaire. La libéralisation des années 1970-1980 entraîne en effet une migration des grandes entreprises d'un financement bancaire à un financement de marché, ce qui conduit les banques à se tourner par défaut vers des emprunteurs plus risqués qu'elles connaissent mal car elles n'ont eu que peu de relations avec eux. La politique monétaire accommodante conduit à une augmentation de la liquidité, d'où à la fois une augmentation du volume de prêts et une dégradation de leur qualité.

Cette mutation financière se fait dans un contexte où le mécanisme interne de contrôle de la qualité des crédits, basé sur le système dit de la "banque principale" (banque de référence pour les grandes entreprises)¹³, ne fonctionne plus, tandis que tant l'information financière que la supervision financière sont inadéquates. Le contrôle de la qualité des crédits par les banques était fait jusqu'aux années 1980 par le suivi des principaux emprunteurs, au besoin via une participation au sein de leur conseil d'administration, et la syndication des prêts. Ce système s'avère désormais trop coûteux pour un suivi de prêts à des entreprises de taille moyenne et n'est pas remplacé par la publication d'informations financières fiables. L'augmentation des prêts liés à l'immobilier est aussi une manière pour les banques de prendre acte de l'affaiblissement de leur contrôle sur les entreprises en augmentant le collatéral immobilier.

Au niveau externe, la supervision financière est assurée principalement par le Ministère des finances, en partie par un système de directives et des contacts informels avec les banques. Jusqu'en 1992, les trois bureaux du Ministère des finances chargé de la supervision des banques de dépôts, des maisons de titres, ou des financements internationaux, font des inspections séparées. Le Ministère des finances intervient peu, principalement pour punir les erreurs, en mariant les banques fragiles avec des banques plus solides qui peuvent ainsi étendre leur réseau et s'approprier les marges bancaires importantes assurées par la grille des taux d'intérêt. Ce système est dit "système de convoi", en référence aux transferts maritimes en période de guerre: les banques les plus fortes protègent les banques les plus fragiles, au besoin en les absorbant, mais sans faillite bancaire. Il y a ainsi une double faiblesse de la supervision, en interne au niveau des banques, en externe au niveau du Ministère des finances qui s'appuie largement sur un système autorégulé.

Les bulles financière et immobilière

Les gains financiers liés à la bulle financière augmentent le capital des banques et leur capacité à prêter et nourrit ainsi la bulle financière. Cette situation est entérinée, à la demande du Japon, dans les accords de Bâle mis en place en 1988. Les premiers accords de Bâle de 1988 sont d'abord un effort des américains qui, ont imposés des ratios de capitaux plus strictes à leur banque après la crise de la dette de 1982, pour ne pas pénaliser internationalement leurs banques vis-à-vis des banques étrangères, japonaises d'abord et européennes ensuite. Les accords de Bale, signés en 1988, sont mis en oeuvre en 1993 mais le ratio de capital sur

13 M. Aoki et H. Patrick, *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Clarendon Press Oxford, 1994; T. Ito, *The Japanese Economy*, MIT Press, 1992.

risque pondéré de 8% ne s'appliquent qu'aux banques avec une couverture internationale, les banques nationales devant respecter une norme prudentielle plus faible de 4%¹⁴.

Au niveau macroéconomique, un dernier facteur ayant contribué à la bulle spéculative est une politique monétaire accommodante de 1985 à 1989 destinée à amortir l'appréciation du yen. En septembre 1985, les accords du Plaza conduisent à une politique concertée des économies du G7 pour déprécier le dollar, qui perd 45 % de sa valeur face au yen en dix-huit mois. Pour amortir l'appréciation du yen (*endaka*), la Banque du Japon baisse son taux d'escompte de 5% en septembre 1985 à 2,5% en février 1987. Après l'échec de la surveillance multilatérale visée par les accords du Louvre de février 1987, les pays du G7 commencent dès 1987 à augmenter les taux d'intérêt, comme les Etats-Unis et l'Allemagne. La Banque du Japon prépare un durcissement monétaire dès le milieu de 1987 mais ce durcissement est retardé pendant deux ans. Elle augmente alors le taux d'escompte progressivement à 3,25% en mai 1989 puis jusqu'à 6% en août 1990 à l'issue de cinq augmentations successives. La dernière augmentation vise aussi à prévenir l'impact inflationniste de la hausse du prix du pétrole lié à l'invasion du Koweït.

Le retard d'un an et demi pour durcir la politique monétaire est considéré quasi-unanimement comme un facteur ayant contribué de façon décisive à la bulle financière¹⁵. De manière similaire, la politique monétaire accommodante de la Réserve fédérale de 2002 à 2005 est considérée comme un facteur qui a d'abord empêché la déflation aux Etats-Unis avant de nourrir une bulle immobilière avec le maintien trop longtemps de taux trop bas. La Banque du Japon elle-même reconnaît que le durcissement monétaire aurait du avoir lieu au moins dès 1988: le Krach boursier d'octobre 1987 aux Etats-Unis - imputé selon elle en partie au durcissement monétaire allemand de l'été - puis l'augmentation de la taxe à la consommation en avril 1989 sont les raisons principales avancées pour justifier ce retard.

En complément d'une augmentations des taux, des mesures macroprudentielles auraient pu freiner le développement de la bulle. Or le Ministère des finances a joué un rôle passif, principalement soucieux de la poursuite de la consolidation budgétaire en prévision de l'impact financier du vieillissement de la population. La direction du Ministère des finances chargée de la supervision financière n'émet qu'en avril 1990 une directive pour essayer de modérer la bulle financière en plafonnant les prêts aux entreprises de construction, une mesure à la fois tardive et partielle puisqu'elle ne concerne pas les sociétés immobilières. La fiscalité est aussi modifiée pour limiter l'incitation à s'endetter pour des placements immobiliers (en raison de la déductibilité des emprunts et la sous-évaluation des actifs immobiliers

¹⁴ D. Kanaya et A. Woo, "The Japanese Banking Crisis of the 1990's: source and lessons", IMF Working Paper No. 00/07, 2000; C. Goodhart, *The Basel Committee on Banking Supervision: A History of the Early Years, 1974-1997*, Cambridge University Press, 2011.

¹⁵ T. Ito et F. Mishkin, "Two decades of monetary policy and the deflation problem", NBER No. 10878, 2004; K. Okina, M. Shirakawa, S. Shiratsuka, "The Asset Price Bubble and Monetary Policy: Japan's Experience in the Late 1980s and the Lessons", Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001.

pour l'héritage)¹⁶. Ce délai reflète le fait que la direction dominante, celle du Budget, bénéficie directement des rentrées fiscales liées aux impôts immobiliers et aux bénéfices financiers. L'amortissement du choc lié à l'appréciation du yen en 1985-87 se fait aussi presque exclusivement par la politique monétaire, hormis deux plans de relance budgétaire en 1986-87 pour un montant total de 2,6 points de PIB.

Enfin, il faut aussi prendre en compte le climat euphorique de l'époque déjà souligné en introduction, marqué par l'idée que le Japon ne tarderait pas à rattraper les Etats-Unis¹⁷. Pour de nombreux acteurs et observateurs, la montée des cours de la bourse et des prix de l'immobilier confirmait cette opinion: comme aux Etats-Unis au milieu des années 2000, la perception dominante est qu'il n'y a pas de bulle au Japon à la fin des années 1980, juste une amélioration des fondamentaux liée ici à un modèle productif supérieur, là-bas aux bénéfices des innovations financières. Initialement aussi, loin de tempérer la bulle spéculative, les décideurs de politique économique semblent s'en accommoder et l'accompagner. De manière similaire, les autorités américaines avant le choc Lehman se félicitent de la diffusion de l'accession à la propriété même parmi des ménages moins solvables ou des innovations financières qui permettent le financement du déficit courant. Au Japon, les autorités ont ainsi milité avec succès pour l'inclusion des plus values latentes dans les ratios de capital en 1988, un facteur qui entérine l'impact de la bulle boursière sur le crédit bancaire. De même la Banque du Japon se félicite de l'appréciation du yen, censée forcer les entreprises japonaises internationales à renforcer leurs gains de productivité, même si elle doit amortir ce choc de change en baissant des taux d'intérêt. Les entreprises japonaises enfin bénéficient de l'abondance des liquidités et de l'appréciation du yen pour leurs achats d'actifs à l'étranger. En 1988, neuf banques japonaises sont parmi les dix premières mondiales et sont bien notées par les agences de notation.

Pour autant, les bulles financière et immobilière au Japon, par leur ampleur et par leurs causes, sont très semblables à celles qui sont observées à la même époque en Europe ou qui seront observés vingt ans plus tard dans les économies avancées. Qu'est-ce qui explique que la crise japonaise ait été non seulement la correction temporaire d'une bulle spéculative mais un ralentissement économique durable?

1.2. Assainir graduellement ou rapidement le système financier?

La durée de la crise financière au Japon, de dix à quinze ans selon les indicateurs retenus, est beaucoup plus longue que la moyenne internationale pour une crise bancaire systémique, autour de quatre ans selon L. Laeven et F. Valencia¹⁸. La vision conventionnelle de la crise explique cette caractéristique en mettant l'accent sur le blocage politique ou sur une lenteur culturelle des japonais, liée notamment aux modalités de prise de décision, reposant sur la recherche du consensus. De ce

¹⁶ T. Cargill, M. Hutchinson et T. Ito, *The political economy of monetary policy*, MIT Press, 1997.

¹⁷ Pour une analyse générale de ce phénomène, bien au-delà du cas du Japon, voir A. Orléan, *De l'euphorie à la panique : penser la crise financière*, Editions Rue d'Ulm, collection du CEPREMAP, 2009.

¹⁸ L. Laeven et F. Valencia, 2012, op. cit.

point de vue, l'épisode des coopératives immobilières (*jusen*) semble avoir valeur d'exemple. Les banques japonaises et les coopératives agricoles ont financé à part égale via ces *jusens* des investissements immobiliers qui, après la bulle, ont perdu la moitié de leur valeur. Quatre ans après le pic immobilier, le Ministère des finances propose en septembre 1995 un plan d'assainissement, avec une injection modeste d'argent public pour environ 0,1% du PIB, et une annulation de la valeur des créances des banques de 50% mais de seulement 10% pour les coopératives agricoles, politiquement puissantes. Ce plan est cependant cohérent avec la logique de la "banque principale", avec une petite déviation en ce qui concerne l'injection marginale d'argent public. Les réactions hostiles de l'opinion à ce plan conduisent à ce qu'aucune injection d'argent public ne soit réalisée les trois années suivantes. Moins d'un an après, en mai 1996, les présidents de trois banques qui ont financé les *jusens* sont poussés à la démission par le Ministère des finances, pour "assumer leur responsabilité". Au delà, rien n'est fait sur le capital ou sur la qualité des créances. On peut colorer cette théorie du blocage politique en rajoutant au besoin des banquiers corrompus (Tokyo Kyowa en 1994), des superviseurs complaisants (scandale de Nomura en 1991 ou de Daiwa en 1995), et quelques *yakuzas* qui participent bruyamment aux assemblées d'actionnaires. Peut-on cependant généraliser cet exemple des *jusens*, dont les dépôts bancaires pèsent pour 2,5% du PIB, à l'ensemble du système bancaire japonais, dont les dépôts représentent cinquante fois plus, environ 125 % PIB en 1998? Notre réponse est négative: cet exemple contient des éléments explicatifs mais tend aussi à exagérer les blocages politiques et gommer les questions légitimes de stratégie de résolution financière.

Notre propre analyse de la politique bancaire repose sur l'étude des points de vue des principaux acteurs, en ce qu'ils expliquent la lenteur du processus de résolution de la crise: celui du Ministère des finances, principal responsable de la supervision financière jusqu'à la création de l'Autorité des services financiers (FSA) comme entité autonome en 1998; celui de la Banque du Japon, responsable de la stabilité financière et des activités de prêteurs en dernier ressort; celui de parlementaires, chargés de voter ou de refuser les plans de soutiens aux banques; enfin celui des banquiers japonais et de leurs repreneurs étrangers. Il convient également de prendre en compte quelques témoins ou acteurs individuels, tels que le responsable du système financier au sein de la Banque du Japon de 1997 à 2000, H. Nakaso, ou le ministre de la FSA de 2002 à 2004, l'économiste H. Takenaka. Les points de vue académiques nous intéressent ici également en ce qu'ils ont influé directement les politiques de résolution de la crise¹⁹.

¹⁹ Pour chacun de ces points de vue, respectivement, Jennifer Amyx, *Japan's Financial Crisis*, Princeton, 2004, avec un fort accent sur le ministère des finances; H. Nakaso, "The Financial Crisis in Japan during the 1990s: how the Bank of Japan responded and the lessons learnt", BIS Paper No. 6, 2001, pour le point de vue de la banque centrale; H. Takenaka, *The Structural Reform of the Koizumi Cabinet, An insider account of the economic revival of Japan*, Nikkei Publishing, 2008, pour le point de vue très personnel du ministère des services financiers; G. Curtis (ed.), *Policymaking in Japan*, JCIE, 2002, pour le point de vue de deux parlementaires de bords opposés, N. Takumi et F. Motohisa; Gillian Tett, 2003, op. cit., pour le point de vue des financiers américains qui s'aventurent dans le rachat de la banque japonaise LTCB et Y. Suzuki, *Japan's Financial Slump*, Palgrave Macmillan, 2011, pour le point de vue en miroir d'un cadre de LTCB..

Le politique et le superviseur

Les décideurs économiques sont confrontés à deux contraintes principales, une politique, une autre institutionnelle. L'instabilité politique est parfois présentée comme la raison de la paralysie de la décision en matière financière. Il est vrai que la réforme décisive des banques est menée sous un gouvernement stable, celui de M. Koizumi, de 2001 à 2006, avec H. Takenaka comme ministre de la réforme financière de 2002 à 2004. Mais la première année de son mandat, de 2001 à 2002, M. Koizumi continue la politique de son prédécesseur. De même, la première alternance après un contrôle sans partage du parti libéral démocrate (PLD) depuis trente-sept ans - selon l'expression, la "moitié de l'éternité" - a lieu en 1993, peu après l'éclatement de la bulle. La période 1993-2001 voit se succéder six premiers ministres, parfois minoritaires au Parlement. Est-ce qu'une plus grande stabilité ministérielle aurait permis de prendre de meilleures décisions plus tôt? Au contraire, il semble que le biais aurait été de continuer les mêmes politiques que celles menées depuis l'après-guerre, de mariage des banques fragiles avec des banques solides - ou moins fragiles, sans s'attaquer aux vrais problèmes.

De même, l'opposition du parti démocrate japonais (PDJ), qui souhaite se présenter comme un parti crédible d'alternance, joue un rôle important en octobre 1998 pour le vote du projet de loi qui prévoit la recapitalisation des banques²⁰. Après sa défaite aux élections sénatoriales, le PLD accepte en octobre le plan plus ambitieux de son adversaire, le PDJ, qui renforce la supervision et prévoit des garanties ou des apports en capitaux pour le secteur bancaire à hauteur de 12% de PIB, soit le double du montant proposé antérieurement, dont 1.5% pour recapitaliser les banques. Le premier ministre Koizumi est élu en 2001 après une campagne où il s'oppose à son propre parti ("briser le vieux LDP"), et reprend un an après une partie du programme financier de l'opposition. Orphelin de son programme, l'opposition PDJ jouera ensuite en 2005 un rôle beaucoup plus confus dans une autre réforme financière, la privatisation de la Poste japonaise. Le contexte politique joue donc un rôle ambigu, mais pas forcément négatif: la stabilité politique avec une mauvaise stratégie financière nous paraît un peu comme la continuité de gestion d'un trader attaché à son portefeuille, décidé à cacher ses pertes et attendre le coup de chance pour rétablir l'équilibre. Nous refusons donc la thèse d'une paralysie liée au monde politique japonais, alors qu'une partie des difficultés vient du problème classique des relations entre le régulateur et le régulé, qui n'est pas spécifique au Japon.

Plus importante nous paraît la faiblesse du cadre institutionnel. Les mêmes facteurs qui ont contribué à la bulle financière, à savoir la faiblesse du cadre réglementaire et de supervision, vont aussi contribuer à la difficulté à gérer la crise bancaire. L'institution en charge de l'assurance des dépôts (DIC) ne dispose en 1996 que de seize personnes et d'un fonds d'assurance de 0.1% du PIB; en 1999, il aura 2000 employés et la possibilité d'avoir accès à des liquidités d'un montant 12% du PIB²¹.

²⁰ G. Curtis, *The Logic of Japanese Politics*, Columbia Univ. Press, 1999; ou L. Schoppa, "Neoliberal economic policy preferences of the 'New Left'", in R. Kersten et D. Williams, *The Left in the Shaping of Japanese Democracy*, Routledge, 2006.

²¹ H. Nakaso, 2001, op. cit.

La nouvelle autorité des services financiers, la FSA, qui remplace le Ministère des finances en matière de supervision financière en 1998, dispose de 600 inspecteurs bancaires contre 8000 aux Etats-Unis, alors que le paysage bancaire japonais est très éclaté²². Les premières informations sur les créances douteuses ne sont disponibles et publiées qu'en 1993. L'augmentation rapide des créances douteuses sur la première moitié de la décennie traduit en partie un processus d'apprentissage avec des changements de méthodologie au fur à mesure que les prêts sont classifiés. Le Japon ne dispose pas avant 1998 de cadre juridique approprié pour recapitaliser les banques ou fermer les institutions insolvables. Les lois sur les faillites sont modernisées en 1999 et en 2003 et des institutions de défaillance sont créées en 1996 et 2003, respectivement pour les banques et les entreprises commerciales. Enfin, jusqu'à ce que la crise bancaire devienne une crise systémique en 1997, le sujet bancaire ne paraît pas prioritaire.

Pour autant, dès avant 1997, il est clair que le problème bancaire ne peut être ignoré. En 1993, la première estimation publique du Ministère des finances sur les créances douteuses les place à environ 10% du PIB soit environ 8% des encours bancaires. La première définition des créances douteuses prend en compte l'absence de règlement depuis six mois (contre trois mois dans la définition actuelle) et n'inclut pas les filiales. Le durcissement progressif des critères par les autorités va paradoxalement contribuer à les décrédibiliser. Plusieurs estimations privées suggèrent aussi rapidement que le chiffre réel des créances douteuses pourrait être deux ou trois fois supérieur. Une méthode comptable rigoureuse des créances douteuses ne sera pas mise en oeuvre avant 2002. De plus, les signes avant-coureurs de graves difficultés sont nombreux: les créances irrécouvrables représentent 50% du portefeuille des *jusens*, les créances douteuses représentent 35% de l'encours de la Long Term Credit Bank (LTCB) soit trois fois la moyenne officielle; le chiffre de créances douteuses de la banque Hyogo passent de 2% avant la faillite en 1995 à 20% après; une douzaine de petites banques ou de coopératives font faillite ou sont absorbées entre 1994 et 1997... Enfin, dans le cadre des négociations préparatrices des accords de Bâle I dès le milieu des années 1980, les partenaires du Japon avaient aussi exprimé leur souci sur le niveau et la qualité des fonds propres des banques japonaises.

Attendre le retour de la croissance

Face à ce risque avéré, les autorités japonaises hésitent entre deux stratégies: (1) assainir brutalement le secteur financier au risque d'aggraver le ralentissement économique, ou (2) parier sur une amélioration graduelle de la santé du secteur financier via la reprise économique. Jusqu'en 1993, en l'absence d'information fiable sur le système bancaire, le Japon ne dispose pas dans tous les cas des moyens techniques de mettre en oeuvre la première stratégie. Quels sont les avantages et inconvénients de chacune de ces stratégies? Au moment où le Japon va entrer dans une crise systémique en 1997, l'ancien directeur général de l'autorité bancaire suédoise, S. Ingves²³ en dresse un bilan comparé, en soulignant naturellement le succès de la première, choisie par la Suède, qui vient de connaître de 1992 à 1996 une crise bancaire. La première stratégie permet de clarifier

²² G. Curtis, 1999, op. cit.

²³ S. Ingves et G. Lind, "The Management of the Bank Crisis in Retrospect," Quarterly Review, Central Bank of Sweden, 1996.

l'importance du problème dès le début. Elle est censée inspirer confiance, sauf si au contraire elle souligne l'impossibilité des remboursements et favorise des défauts stratégiques. La seconde stratégie permet d'éviter la liquidation coûteuse d'actifs bancaires mais suppose une résolution relativement rapide. C'est aussi la méthode privilégiée par les Etats-Unis au début des années 1980, quand la crise de la dette dans les pays en développement détériore fortement le portefeuille des banques américaines engagées à l'international, ou au milieu des années 1980 face à la crise des *Saving and loans associations* - jusqu'à un passage tardif à la première méthode en 1989. Le taux maximal de créances douteuses est de 13% en Suède, supérieur au taux officiel de 8% au Japon mais inférieur au taux officieux de 20%, dans tous les cas bien supérieur à celui de 3% aux Etats-Unis. Malgré son rôle de modèle, la Suède a aussi connu une période d'essais et d'erreurs de deux ans avant de mettre une stratégie claire d'assainissement financier.

Plusieurs raisons expliquent le choix de la seconde solution par le Japon, avec généralement un consensus de vues entre le Ministère des finances et de la Banque du Japon²⁴. Les deux mettent l'accent sur l'impopularité de la première injection d'argent public (0,1% de PIB pour les *jusens*) ou sur la crainte de déclencher une panique ou une contraction du crédit. La banque centrale est déjà en position d'accusée pour avoir "provoqué" l'éclatement de la bulle en durcissement les taux d'intérêt, tandis que le Ministère des finances est affaibli par une série de scandales (par exemple avoir laissé en 1991 des maisons de titre compenser les pertes des gros clients en chargeant les petits clients ou en cachant en 1995 au régulateur américain une violation faite par la filiale new-yorkaise d'une banque japonaise). Le directeur de la supervision financière à la Banque du Japon, H. Nakaso, parle aussi du changement de paradigme, du "modèle de convoi" utilisé jusqu'ici malgré les résistances croissantes des banques, à des mécanismes de marché. Il suggère aussi que la direction du Budget est réticente à réduire les recettes fiscales tirées des banques (en encourageant la reconnaissance des pertes) et garde des normes très restrictives en termes de comptabilité des provisions. Moins compréhensif, le ministre de la FSA H. Takenaka de son côté met l'accent quasi-exclusivement sur le mythe de "l'infailibilité bureaucratique": assainir brutalement le secteur financier revient à reconnaître les faiblesses de la supervision passée. La vérité nous semble entre les deux: il est en effet conceptuellement difficile de changer de modèle, surtout si cela conduit à reconnaître des erreurs passées.

Enfin, la dernière raison du choix de la stratégie graduelle tient au fait que, dans un environnement concurrentiel et surbancaisé, il n'y a pas non plus d'appétit de la part des banques pour une solution plus radicale qui expose leurs erreurs d'investissement passées. Les banques les plus solides sont de plus en plus réticentes face à l'obligation morale qui leur est faite de racheter les banques les plus faibles. Les banques plus faibles, avant l'instauration de la garantie des dépôts en juin 1996 et même au delà, sont sensibles au risque de mort subite dont sont victimes les institutions frappées par une panique bancaire, comme Hokkaido Takushoku avec une perte de 30% de ses dépôts en un mois en novembre 1997. De 1990 à 1997, nous pensons qu'il y a un équilibre de l'ensemble des acteurs publics et privés en faveur du *statu quo*. Cet équilibre est instable en raison de la détérioration progressive du bilan des banques. Pour autant, jusqu'en 1996, l'indice

²⁴ T. Hoshi et A. Kashyap, 2014, op. cit.; H. Nakaso, 2001, op. cit.

boursier des institutions financières évolue globalement en ligne avec l'indice Nikkei. A la bulle immobilière et financière de la seconde moitié des années 1980, a succédé une bulle intellectuelle: le système bancaire n'est pas en crise, la situation va se régler d'elle-même. Il est cependant possible que la libéralisation financière de 1996, le "Big bang" du premier ministre Hashimoto, vise aussi partiellement à modifier cet équilibre, en introduisant sur le marché bancaire japonais des repreneurs étrangers avec des capitaux et une expertise de gestion des créances en souffrance (*distressed debt*).

La crise financière de 1997 et l'assainissement bancaire de 2002

Cette bulle intellectuelle éclate en novembre 1997 quand le Japon connaît un choc de type Lehman: la maison de titre Sanyo (actifs de l'ordre de 0,5% du PIB) fait faillite le 3 novembre. Les autorités décident d'appliquer une procédure normale de faillite, sans recours au soutien de la banque centrale, afin de renforcer la discipline bancaire et limiter le risque de hasard moral, mais cette action - la première faillite bancaire de l'après-guerre - a un impact immédiat sur ses contreparties sur le marché interbancaire et déclenche au contraire une panique bancaire. La banque de dépôt Hokkaido Takushoku Bank (dépôts bancaires de l'ordre de 1,2% du PIB) fait faillite le 14 novembre, après l'échec d'un mariage avec une autre banque discuté depuis avril puis la maison de titre Yamaichi Securities (actifs de l'ordre de 4.4% du PIB) fait faillite le 24 novembre, cette fois avec l'intervention de la Banque du Japon comme prêteur de dernier ressort. Le ralentissement économique en 1997 lié à la crise asiatique qui commence en juin et à la hausse de la taxe à la consommation en avril est une cause circonstancielle indirecte de la crise financière de novembre, mais la fragilité financière reste la cause principale.

Le réveil brutal de novembre 1997 conduit à des changements importants, mais qui ne sont qu'incomplets. La supervision financière est donnée à une nouvelle autorité des services financiers, la FSA, en 1998, et celle-ci recevra autorité pour légiférer en 2000. Le mécanisme de mesures correctives rapides (PCA, *prompt corrective action*) est voté en 1998. Deux structures de défaillance créés en 1995 avec des mandats limités sont fusionnées en 1998 au sein de la RCC (*Resolution and Collection Corporation*) et autorisées à acheter des créances douteuses à des banques qui ne sont pas en faillite. Le Japon nationalise deux banques spécialisées dans des prêts à long-terme, LTCB (actifs de 5,2% du PIB) et NCB fin 1998, après avoir cependant essayé pour chacune des solutions basées sur le "système de convoi". Ce dernier cesse de fonctionner dans la mesure où il impose aux banques repreneuses une garantie implicite mal mesurée (un peu comme les actifs toxiques au moment du choc Lehman). Les nationalisations permettent de sortir de cette paralysie. Comme indiqué précédemment, les autorités adoptent aussi un plan de soutien du secteur financier de 12% du PIB, qui renforce l'assurance des dépôts, permet des injections de capital public dans les banques - mais pour un montant de seulement 1,5% du PIB, et ouvre des lignes de garanties. Plusieurs analyses jugent alors que la crise bancaire japonaise est finie, à commencer naturellement par le ministre de la FSA, M. Yamagisawa, mais aussi de nombreux universitaires²⁵. Les marchés semblent temporairement partager cette opinion, puisque la prime de

²⁵ T. Hoshi et H. Patrick (éd.), *Crisis and Change in Financial System*, Springer, 2000, basé sur une conférence qui a lieu en octobre 2008.

risque des banques japonaises sur le marché monétaire international (*Japanese premium*), autour de 50 points de base, disparaît début 1999.

A cet arsenal nouveau important manque une composante essentielle: la transparence financière, à la fois sur les fonds propres et sur les créances douteuses. Les banques japonaises avaient initialement compensé la baisse des plus-values latentes par des émissions de titres pour rétablir leurs fonds propres. Mais celles-ci ont été graduellement érodées par la radiation de créances irrécouvrables. En 1998 la FSA autorise l'inclusion des actifs d'impôts différés (*deferred tax assets*) dans les fonds propres jusqu'à hauteur de 50% des fonds propres, contre 10% dans la plupart des pays de l'OCDE. La prise en compte de ces actifs supposent cependant que les banques japonaises réalisent des profits, ce qui n'est pas le cas. En ce qui concerne les créances douteuses, les méthodologies de calcul restent à la discrétion des banques, qui ont des incitations à minimiser celles-ci pour limiter leurs provisions et les pertes en capital. Nous développons ce point dans la section suivante sur les entreprises et les banques "zombies". De 2000 à 2002, l'inquiétude renaît sur la stabilité bancaire et se manifeste par une sous-performance boursière importante.

La sortie finale de la crise bancaire doit beaucoup à l'action vigoureuse du ministre chargé de la FSA, H. Takenaka, un universitaire, nommé à ce poste par le premier ministre Koizumi en septembre 2002. Si le crédit de l'action politique lui revient, ainsi qu'à son mentor, la prise de conscience que la stratégie d'assainissement brutale est nécessaire vient des marchés financiers, qui sceptiques sur la transparence des bilans des banques, tendent à pousser leurs actions à la baisse. Les créances douteuses représentent alors 8,6% de l'encours des prêts, un montant donc quasiment stable depuis dix ans malgré plusieurs radiations de créances et une baisse des encours bancaires. Après douze ans d'hésitations, le Japon décide de privilégier une stratégie d'assainissement rapide par rapport à la stratégie basée sur la croissance. Le plan mis en oeuvre par H. Takenaka comprend trois éléments: (1) il engage les banques à réduire leurs crédits douteux de 8,6% à 4,5% d'ici 2004, un objectif qui sera atteint avec un taux de 2,9% en 2004 puis 1,8% en 2005; (2) il plafonne et réduit graduellement le poids des actifs d'impôts différés dans les fonds propres; (3) enfin il autorise la nationalisation des banques qui violent les critères de fonds propres. Les marchés doutent du succès de ce plan pendant six mois, jusqu'à la nationalisation partielle de la banque Resona en mars 2003 (dépôts bancaires de 8,2% du PIB), pour violation des ratios de fonds propres, ou celle de la banque Ashikawa en novembre 2003, avec des fonds propres négatifs. Ces mesures conduisent à rétablir la confiance dans le secteur financier. En 2005, le Japon peut lever la garantie universelle (*blanket guarantee*) sur les dépôts bancaires instaurés en 1995.

Pour revenir à la question initiale de cette section: pourquoi la résolution de la crise bancaire a donc pris quinze ans? Il a fallu trois ans pour que les indicateurs macroéconomiques se dégradent (bourse en 1990, immobilier en 1991, récession en 1992) et que les premières informations financières soient disponibles, en 1993. Il a fallu quatre ans, jusqu'en 1997, pour dissiper l'illusion que la situation peut se régler d'elle-même par la croissance. Après un premier plan incomplet au soutien au secteur financier en 1998, il a fallu encore quatre ans pour qu'un premier ministre, nommé l'année précédente, décide de s'engager dans un assainissement du secteur bancaire et la transparence sur les données financières. Cet

assainissement est réalisé en deux-trois ans, finalement la même durée que la résolution de la crise bancaire suédoise. L'aiguillon des marchés financiers et de l'opposition à la fois en 1998 et en 2002 jouent un rôle important dans l'adoption de mesures pour résoudre le problème bancaire.

Le contraste entre le Japon et les autres économies avancées au moment du choc Lehman illustre bien la solidité retrouvée du système financier japonais. Dans la base de données de L. Laeven et F. Valencia, la Grande récession de 2008 conduit à une crise systémique aux Etats-Unis et au Royaume-Uni en 2007 ou en France et en Allemagne en 2008, mais le Japon n'est pas affecté par une crise systémique. La crise financière mondiale en 2008 n'a eu qu'un impact limité sur le secteur financier japonais, peut-être aussi parce qu'il restait trop fragile ou trop conservateur pour prendre les mêmes risques que les banques américaines ou européennes: les actifs toxiques dans les portefeuilles des banques japonaises sont minimaux. Les banques japonaises profitent aussi de leur meilleure santé relative pour s'étendre internationalement (achat de 12,5% des actions de Morgan Stanley par Mitsubishi UFG, rachat après leurs faillites des opérations européennes et asiatiques de Lehman Brothers par Nomura). En même temps, l'Autorité des services financiers - en complément aux mesures financières de soutien aux PME via des institutions publiques spécialisées financées par le Ministère des finances - a aussi recours en partie à la tolérance réglementaire pour amortir la contraction du crédit, mais sans comparaison avec celle qui avait prévalu au cours des années 1990.

Dans quelle mesure le Japon est cependant aujourd'hui complètement sorti de la crise commencée en 1990? Il est intéressant de comparer les jugements de T. Hoshi et A. Kashyap en 1999 et 2013 sur le sujet²⁶. Dans le premier article, ils jugeaient qu'il fallait trois conditions pour que le Japon sorte de la crise bancaire: (1) l'apurement des créances douteuses, (2) le retour des banques à des marges normales, et (3) la fin de la "sur-bancarisation". Pour autant, aujourd'hui, seule l'une des trois conditions de sortie de crise, la première, est vraiment remplie. La déflation a contribué à la faiblesse des marges et le secteur financier japonais reste principalement axé sur les banques. Mais l'assainissement des créances douteuses et le renforcement du capital des banques a fait disparaître le risque de crise systémique.

1.3. Le coût sur la croissance d'une crise financière

La crise financière japonaise a eu un impact durable sur la croissance japonaise, en raison non seulement de la lenteur du processus d'assainissement du secteur financier, mais aussi des mécanismes nombreux par lesquels une crise financière systémique se transmet à l'économie réelle. Les hésitations des décideurs économiques font écho aux interprétations parfois divergentes sur la crise financière qui peuvent conduire à des recommandations de politique opposées. Selon la période ou le segment de marché considéré, ces interprétations peuvent naturellement être complémentaires. Schématiquement, nous pouvons opposer

26 T. Hoshi et A. Kashyap, "The Japanese Banking Crisis: Where Did It Come From and How Will It End?", NBER No. 7250, 1999, et T. Hoshi, "Will Abenomics Restore Japan's Growth?", Stanford University, 2013.

deux mécanismes: (1) ceux qui portent principalement sur le volume de crédit bancaire, soit lié à la baisse de la demande ou à la baisse de l'offre; (2) ceux qui portent plus sur la qualité des crédits, avec la détérioration du portefeuille des banques avec les entreprises "zombies".

Si le problème principal est la demande de crédit (du côté des entreprises), ou plus généralement la demande agrégée, vouloir assainir le secteur financier est au mieux une distraction inefficace, au pire un mécanisme qui renforce le ralentissement²⁷. Si le problème est du côté de l'offre de crédit (du côté des banques), la priorité peut être à moyen-terme de rétablir la santé financière des banques afin de leur permettre de jouer leur rôle de financement de l'économie, mais pourrait justifier à court-terme un assouplissement des contraintes réglementaires pour amortir la contraction du crédit. Enfin, si le problème vient de la qualité des crédits, la priorité est de favoriser l'assainissement du système financier. Le poids respectif de ces différents effets est essentiellement une question empirique. Une originalité de la crise japonaise est que les questions de qualité jouent un rôle important et bien documenté.

Contraction de l'offre de crédit et récession par les bilans financiers

Plusieurs mécanismes peuvent expliquer la baisse du crédit bancaire au Japon, observé à partir de 1997. Du côté de la demande, la contraction du crédit peut être l'héritage de la bulle: les entreprises surendettées (*debt overhang*) sont forcées de réduire leur bilan financier et de rembourser leur dette (*balance sheet deleveraging*), ce qui les conduit à dégager des marges en réduisant leur investissement et à comprimer les salaires et renforce la stagnation du PIB. Cette thèse est par exemple défendue par R. Koo ou G. Eggertson et P. Krugman²⁸. Du côté de l'offre de crédit, celui-ci peut se contracter (*credit crunch*) soit en raison du durcissement des normes financières, soit en raison de la baisse du collatéral immobilier lié à l'éclatement de la bulle ou à la dégradation des perspectives de croissance. Ces mécanismes sont explorés par exemple T. Ito ou H. Yoshikawa, dans des études présentées ci-dessous. L'offre et la demande peuvent aussi interagir en des cercles vicieux, avec des mécanismes d'accélérateur financier (*financial accelerator*) ou de cycle du crédit (*credit cycle*), la baisse des perspectives de croissance entraînant une baisse de la demande tandis que la baisse des prix immobiliers conduit à une baisse du collatéral et de l'offre de crédit. Ces mécanismes sont présentés de manière théorique par exemple par N. Kiyotaki et J. Moore ou B. Bernanke, M. Gertler et S. Gilchrist²⁹. En anticipant sur la partie suivante, les insuffisances des politiques budgétaire et monétaire peuvent aussi renforcer ces différents canaux de transmission financiers.

²⁷ P. Krugman, 1998, op. cit.; A. Posen, 1999, op. cit.

²⁸ R. Koo, *Balance Sheet Recession*, Wiley, 2003; *The Holy Grail of Macroeconomics*, Wiley, 2009; *The Escape from Balance Sheet Recession and the QE Trap*, Wiley, 2015; G. Eggertson et P. Krugman, "Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo approach", miméographe, 2010.

²⁹ N. Kiyotaki et J. Moore, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 1997; B. Bernanke, M. Gertler, et S. Gilchrist, "The Financial Accelerator and the Flight to Quality", *Review of Economics and Statistics*, 1996.

La théorie influente de R. Koo³⁰ sur la récession via les bilans (*balance sheet recession*) part du postulat que la bulle financière japonaise a conduit à un surinvestissement et un surendettement des entreprises. Pour réduire leur endettement, celles-ci doivent contracter leur investissement mais aussi, plus généralement, l'ensemble de leurs dépenses y compris la masse salariale, ce qui entraîne une baisse des prix des biens. R. Koo contraste sa théorie avec celle de la spirale déflationniste ou de déflation par la dette d'I. Fisher³¹ selon laquelle la chute des prix des actifs financiers conduit à une augmentation de l'endettement réel, des faillites une nouvelle baisse des prix et une contraction de la production. Pour soutenir l'activité dans un contexte de baisse de demande privée, l'unique solution est d'augmenter la demande publique et de laisser augmenter la dette publique. La politique monétaire est inefficace dans la mesure où la contraction du crédit vient de la baisse de la demande de crédit et non de l'offre. D'une certaine manière la théorie de R. Koo est unidimensionnelle, avec une seule cause (le désendettement des entreprises) et un seul remède (le déficit public pour compenser la baisse de la demande privée).

De fait, on observe à partir de l'éclatement de la bulle, une forte contraction de l'investissement productif des entreprises. Le taux d'investissement des entreprises passe ainsi de 15% du PIB avant la bulle à 19% en 1990, puis retourne à 14% en 2000 et la contribution de l'investissement à la croissance passe de 2 points de pourcentage au cours des années 1980 à -0,5% sur la décennie suivante et un niveau proche de zéro depuis. Le ratio d'endettement des entreprises, mesuré par le ratio du passif sur les actifs nets, passe sur la même période de 350% à 210%, ce qui accrédite la thèse de l'importance du désendettement. En 2006, dans un contexte de reprise, R. Koo, juge que le désendettement est désormais terminé. Pour autant l'investissement des entreprises reste stable.

Depuis le choc Lehman, les liquidités des entreprises continuent d'augmenter alors que la motivation initiale de désendettement ne semble plus justifiée. Sur la période la plus récente, la faiblesse de l'investissement semble ainsi moins liée au désendettement qu'à la poursuite par les entreprises d'une stratégie d'accumulation de liquidités. Les liquidités des entreprises représentent ainsi 14% de leurs actifs contre 11-12% aux Etats-Unis et en Allemagne³², soit un total de 50% du PIB. Cette accumulation de liquidités suggère que d'autres causes que le désendettement sont à l'origine de la stratégie des entreprises, par exemple le ralentissement du potentiel de croissance discuté dans la troisième partie.

Du côté de l'offre, plusieurs études montrent que le Japon a connu des périodes de contraction du crédit. T. Ito et Y. Sasaki³³ identifient ainsi un épisode de contraction du crédit en 1992-93, quand la mise en place des ratios de capital de Bâle a conduit à une contraction de l'offre de crédit pour les banques les moins capitalisées, et ce d'autant plus que ces normes sont mises en oeuvre au moment

³⁰ R. Koo, 2003, 2009, et 2015, op. cit.

³¹ I. Fisher, "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica*, Vol. 1, no. 4, 1933.

³² G. Sher, "Cashing in for Growth: Corporate Cash Holdings as an Opportunity for Investment in Japan", document de travail du FMI, 2015.

³³ T. Ito et Y. Sakaki, "Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks", *Journal of the Japanese and International Economies*, 2002.

où l'éclatement de la bulle financière érode le poids des plus-values latentes dans le capital bancaire. T. Motonishi et H. Yoshikawa³⁴ identifient un deuxième épisode de contraction du crédit en 1997-98, avec la faillite d'un nombre important d'institutions financières. Dans la mesure où les banques dans les années 1980 ont accordé plus d'importance au collatéral immobilier, la baisse des prix de l'immobilier entraîne aussi un durcissement relatif des conditions de crédits. K. Ogawa et S. Kitasaka³⁵ documentent aussi cette contraction de l'offre bancaire au cours des années 1990 et approuve la solution retenue par le gouvernement au cours de la période de mettre en place des mécanismes de garantie des prêts aux PME. Une difficulté de cette stratégie, surtout si elle est combinée à un assouplissement réglementaire, est de favoriser les créanciers existants et de ralentir le métabolisme de l'économie. Nous développons ce point en nous intéressant plus spécifiquement à la qualité des prêts bancaires.

Entreprises zombies et banques zombies

La crise bancaire a un impact sur l'économie réelle non seulement en raison de la baisse de la quantité des crédits à partir de 1997 mais aussi en raison de la détérioration de la qualité des crédits. Cette détérioration est très bien documentée par de nombreux faits stylisés. (1) Les encours bancaires des secteurs les plus exposés à l'éclatement de la bulle, la construction et l'immobilier, continuent de croître jusqu'en 1998, alors même que les encours du secteur manufacturier poursuivent leur déclin amorcé dans les années 1980. (2) J. Peek et E. Rosengren³⁶ montrent aussi que les entreprises les plus fragiles ont une probabilité plus forte de recevoir un nouveau prêt, et cela d'autant plus que la banque qui leur octroie le prêt est proche du seuil de solvabilité et donc soucieuse de ne pas passer en dessous de ce seuil. (2) Enfin T. Hoshi³⁷ montre que la fraction des entreprises qui bénéficient d'une renégociation de leurs créances et qu'il qualifie de "zombies", passe de 5% in 1991 à 35% en 1996, et il suggère qu'une des raisons de cette augmentation tient à la volonté des banques de minimiser l'affichage de leurs créances douteuses (cf. graphique 2).

Graphique 2 : Créances douteuses et entreprises zombies

L'identification problématique des zombies tient à la difficulté à tracer précisément la frontière entre entreprises saines et entreprises fragiles ou en banqueroute. Au cours de la première moitié des années 1990, le régulateur japonais est amené à durcir progressivement ses normes, ce qui contribue à une augmentation statistique

³⁴ T. Motonishi et H. Yoshikawa, "Causes Of The Long Stagnation Of Japan During The 1990s: Financial Or Real?," *Journal of the Japanese and International Economies*, 1999.

³⁵ K. Ogawa et S. Kitasaka, "Bank lending in Japan: its determinants and macroeconomic implications", in T. Hoshi et H. Patrick, 2000, op. cit.

³⁶ J. Peek et E. Rosengren, "Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan", *American Economic Review*, 2005

³⁷ T. Hoshi, "Economics of the Living Dead", *Japanese Economic Review*, 2006.

des créances douteuses, en plus de l'augmentation liée à la dégradation de l'économie. Le classement des prêts peut aussi révéler des décisions stratégiques de la part des banques: ainsi la banque Shinsei qui succède après sa privatisation à la banque en faillite LTCB souhaite se réorienter vers les ménages, et classifie plus volontiers comme créances douteuses des prêts commerciaux qu'elle souhaite réduire que des prêts aux ménages, afin de ne pas dissuader de nouveaux clients³⁸. Enfin, la déflation et la faiblesse des taux d'intérêt rendent plus difficile l'identification exacte des entreprises zombies dans la mesure où une faible charge de la dette peut être payée relativement plus facilement.

Paradoxalement, l'apparition des zombies est un effet pervers du durcissement inégal des normes prudentielles des banques et du manque de cohérence du régulateur. L'accent en matière réglementaire au cours des années 1990 porte principalement sur le capital des banques: mis en place des accords de Bâle en 1993, mécanisme de mesures correctives rapides (PCA) en 1998, recapitalisations de 1998 et 1999. Certaines banques répondent initialement à ce mouvement par une fuite vers les actifs sains (*flight to quality*)³⁹, donc le mouvement inverse des prêts aux zombies. En même temps, la définition des encours non performants n'est pas avant 2002 basée sur des critères comparables entre les banques et les créanciers, le régulateur encourage parfois à plus de transparence, en publiant à l'occasion d'inspections sa propre estimation des créances douteuses, de 20 à 30% supérieure à celles faites en interne par les banques en 2001-2002 par exemple. D'autres fois en revanche, en accord avec le Ministère de l'économie (MITI/METI) qui a la tutelle de l'industrie et du commerce - ou sous sa pression, il encourage au contraire à renouveler des prêts à des entreprises en difficultés pour ne pas pénaliser la croissance.

Une caractéristique des zombies en économie, commune à la littérature d'horreur, conduit à aggraver le coût en termes de croissance sur l'économie: non seulement les zombies sont morts sans le savoir, mais en plus ils dévorent les vivants. Dans un contexte de contraction du crédit à partir de 1997, les crédits vont ainsi préférentiellement à des entreprises zombies, au détriment d'entreprises saines⁴⁰. Ces entreprises zombies contribuent moins aux créations d'emplois que des entreprises saines et ont une productivité plus faible; les travailleurs jeunes qui auraient pu être engagés par ces entreprises saines ne peuvent accumuler de capital humain; enfin, la présence sur le marché de ces entreprises fragiles réduit les profits des entreprises saines et décourage l'entrée de nouvelles entreprises et l'investissement. L'implication de ces mécanismes est que la faiblesse du métabolisme économique, c'est-à-dire les mécanismes de destruction et de création d'entreprises, est l'une des clefs de la faiblesse de la croissance.

Pour conclure cette section, en prenant en compte les différents mécanismes financiers, quel est l'impact de la crise financière sur la croissance économique au Japon? Il est difficile de fournir une estimation chiffrée précise, mais la durée de la crise bancaire japonaise et la variété des mécanismes à l'œuvre suggère que cet

³⁸ G. Tett, 2004, op. cit.

³⁹ W. Watanabe, "Does a Large Loss of Bank Capital Cause Evergreening? Evidence from Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 2010.

⁴⁰ R. Caballero, T. Hoshi et A. Kashyap, "Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan", *American Economic Review*, 98 (5), p. 1943-1977, 2008.

impact est très significatif. Plusieurs études économétriques montrent que les chocs financiers ont un rôle majeur dans le ralentissement économique: pour T. Bayoumi, avec un modèle VAR, à la fois la bulle de la fin des années 1980 et la crise financière au cours de décennie suivante expliquent la majeure partie de la variation du PIB via la contraction du crédit bancaire et les effets sur le prix des actifs financiers, un impact à peine tempéré par les politiques contracycliques monétaires et budgétaires; plus récemment, N. Hirakata et al.⁴¹ avec un modèle DGSE sur les deux décennies de ralentissement, la variable financière a le second rôle explicatif après des facteurs structurels. A titre d'illustration et en première approximation, on peut aussi s'appuyer sur la base de données de L. Laeven et F. Valencia sur les crises financières systémiques: le ralentissement du PIB dans les dix années qui suivent une crise financière par rapport aux dix années antérieures est de 0,7 point de pourcentage sur la période 1980-2002 mais de 1,4 point de pourcentage pour la période 1980-2012, soit un impact cumulé sur dix ans entre 7 et 14 points de PIB.

1.4. Ne pas gaspiller l'opportunité d'une crise financière⁴²

Le Japon est souvent pris en exemple à la fois comme modèle à éviter, sur la décennie 1990, et, plus rarement et étonnamment, comme modèle à suivre, sur la deuxième décennie. Du côté du contre-modèle, on peut ainsi citer J. Pisani-Ferry⁴³ qui avance qu'au lieu de choisir la solution suédoise de gestion de la crise financière, l'Europe a choisi la "stratégie japonaise: minimiser les problèmes, laisser survivre ce qu'on a appelé les banques zombies, et compter sur le temps pour penser les plaies". T. Hoshi et A. Kashyap⁴⁴ voient aussi des parallèles forts entre les retards de l'Europe pour recapitaliser les banques - en comparaison avec les Etats-Unis - et ceux du Japon deux décennies plus tôt. Avec la faiblesse des réformes structurelles, c'est l'une des deux raisons qui peuvent expliquer le risque selon eux d'une stagnation durable après la crise. Dans une revue annuelle des politiques économique de la zone euro⁴⁵, le FMI prend en revanche en exemple le Japon à partir de 2002 (et les Etats-Unis en 2008) pour la manière dont la réduction agressive des créances douteuses a conduit à une plus rapide reprise du crédit. Faut-il avoir peur pour l'Europe d'une crise financière comme au Japon? Il nous semble que la comparaison entre le Japon et l'Europe dans son ensemble est

⁴¹T. Bayoumi, "The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s", NBER working paper, No. 7350, 1999; N. Hirakata, N. Sudo, I. Takei, K. Ueda, "Japan's Financial Crises and Lost Decades", Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute, Working Paper No., 2014.

⁴² Le titre est emprunté à une déclaration de R. Emmanuel, *Wall Street Journal*, 19 novembre 2008.

⁴³ J. Pisani-Ferry, *Le réveil des démons. La crise de l'euro et comment nous en sortir*, Fayard, 2011.

⁴⁴ T. Hoshi et A. Kashyap, "Will the U.S and Europe Avoid a Lost Decade?", IMF Economic Review Vol. 63, 2015.

⁴⁵ Fonds monétaire international, "Euro area policies: 2015 article IV consultation", IMF Country Report No. 15/204, 2015.

exagérée pour plusieurs raisons, mais qu'elle peut être appropriée sur des points spécifiques ou sur des pays particuliers.

Un premier constat positif est que l'ampleur du choc dès 2008 a forcé les Européens à reconnaître beaucoup plus rapidement la gravité des problèmes, ce qui lui épargne les sept ans d'hésitation au Japon entre l'éclatement de la bulle et le déclenchement de la crise bancaire systémique en 1997. Cela n'exclut pas une période initiale de déni, où la crise en Europe a d'abord été présentée comme une crise venue des Etats-Unis, - en oubliant que les actifs toxiques étaient aussi dans les banques européennes - ni les déclarations rassurantes et répétées sur la solidité du système bancaire européen, très proches de celles entendues au Japon dans la décennie 1990. Dans les faits, les gouvernements européens ont surmonté leur réticence à nationaliser des institutions bancaires sous-capitalisées dès 2008 (par exemple Northern Rock, RBS, ou Fortis), alors que la première recapitalisation au Japon, celle de LTCB, intervient huit ans après la fin de la bulle.

Un deuxième constat rassurant est que la faiblesse du cadre institutionnel qui existait au Japon aux débuts des années 1990 - quasi-absence de supervision, faiblesse du cadre juridique de résolution, absence d'information puis de transparence sur les créances douteuses - semble très datée historiquement. Les institutions existent en Europe et ont été renforcées, les données sur la qualité des créances sont disponibles et actualisées. En même temps, si le cadre institutionnel s'est considérablement renforcé pour les banques de dépôts, il était aussi très souple pour les institutions financières non bancaires et les banques d'affaires aux Etats-Unis ou en Europe à la veille le choc Lehman. L'innovation financière a aussi rendu la mesure de certains risques plus complexes que vingt ans plus tôt. Un problème supplémentaire consiste en Europe dans l'absence de superviseur unifié au niveau européen avant la crise ou d'une trop grande proximité entre les superviseurs et les banques nationales. D'un point de vue plus positif, l'Europe s'est récemment doté d'un Mécanisme superviseur unifié (MSU) en 2014, donc sept ans après le choc Lehman, comme la FSA, le superviseur japonais, séparé du Ministère des finances en 1998 puis investi en 2000 du pouvoir de définir la politique bancaire.

Enfin, un dernier constat favorable porte sur l'ampleur des créances douteuses et des entreprises zombies : les données disponibles suggèrent que le montant des créances douteuses est plus faible en Europe aujourd'hui qu'au Japon aux cours des années 1990 et en particulier sans commune mesure pour les principaux Etats européens: par exemple, une étude du FMI⁴⁶ montre que sept ans après le début de la crise, les créances douteuses sont autour de 10% du PIB en Europe - et de 3-4% en France et en Allemagne - contre officiellement 12% au Japon à la fin des années 1990 mais officieusement de 20% (cf. précédemment graphique 2). La diversité du paysage institutionnel européen et la surveillance mutuelle des pays doit aussi conduire à plus de transparence en Europe et moins d'incitation pour le superviseur à publier des chiffres rassurants. Même en prenant en compte le risque de prêts à des entreprises fragiles (avec renégociation des conditions de prêts), le

⁴⁶ A. Shekhar, W. Bergthaler, J. Garrido, A. Ilyina, A. Jobst, K. Kang, D. Kovtun, Y. Liu, D. Monaghan et M. Morett, "A Strategy for Resolving Europe's Problem Loans", IMF Staff Discussion Notes No. 15/19, 2015.

chiffre de créances douteuses pourrait être corrigé de seulement 1-2% du PIB⁴⁷ contre autour de 10% du PIB au Japon selon les calculs de T. Hoshi⁴⁸. Le problème en Europe pourrait venir moins des entreprises privées que de l'exposition des banques vis-à-vis des gouvernements fragilisés par la crise⁴⁹.

Est-ce à dire que les Européens peuvent juger que la comparaison avec le Japon est sans pertinence ou, pour reprendre l'expression de C. Reinhart et K. Rogoff⁵⁰, "cette fois c'est différent"? Il nous semble que non. Les données sur le capital des banques confirment que la consolidation du capital des banques a été plus lente en Europe qu'aux Etats-Unis après le choc Lehman. Les normes de mesure de capital sont aussi plus faibles en Europe qu'aux Etats-Unis et au Japon, ces deux derniers étant en conformité avec les nouvelles règles de Bâle III, à la différence de l'Europe. L'évolution à la hausse des créances douteuses en Europe depuis 2011 traduit en partie la faiblesse du cycle économique tandis que le Japon a bénéficié après 2002 de la reprise mondiale. En même temps, le taux d'annulation de créances est deux fois plus faible en Europe actuellement qu'au Japon après 2002. Une leçon de la crise bancaire japonaise est donc que tant que les banques restent trop fragiles pour prêter, elles vont ralentir la reprise.

Le débat et les discours actuels en Europe présentent aussi de nombreux échos avec ceux du Japon dans les années 1990: souci de ne pas pénaliser la croissance, peur de provoquer une panique financière (dans le contexte européen avec le risque de contagion d'un Etat à l'autre), déclarations répétées parfois que le problème a déjà été réglé par les recapitalisations successives jugées parfois avec scepticisme par les marchés... Les choix européens en matière financière semblent aussi largement dictés par des considérations politiques⁵¹: soutien aux petites et moyennes entreprises, traitement préférentiel de la dette des Etats, capture du régulateur par le régulé... Au niveau de certains pays individuels, les créances douteuses sont à des niveaux proches de ceux estimés pour le Japon dans les années 1990: les créances douteuses représentent ainsi 40% du PIB en Irlande, 25% en Grèce et autour de 10% en Espagne et en Italie. Le poids des prêts aux entreprises fragiles est aussi proportionnel à la dégradation des conditions économiques, la faiblesse du cadre réglementaire, ou la baisse de la valeur du collatéral, ce qui pointe aussi vers les mêmes économies qui ont des créances douteuses officielles importantes. Si la situation de l'Europe dans son ensemble peut sembler différente de celle du Japon, la comparaison semble beaucoup plus appropriée pour les économies qu'on vient de citer.

Au total, il nous semble qu'une des leçons principales de la crise bancaire japonaise n'a été que partiellement comprise. Ce n'est pas la reprise économique avortée de 1995-1996, la création d'un nouveau superviseur en 1998-2000, ou l'annonce d'un grand plan de soutien au système financier de 12% du PIB en 1998

⁴⁷ T. Homar, H. Kick et C. Salleo, "What drives forbearance – Evidence from the ECB Comprehensive Assessment", ECB Working Paper No 1860, 2015.

⁴⁸ T. Hoshi, , 2006, op. cit.

⁴⁹ B. Coeuré, "Monetary Policy and the Risk of a Lost Decade", discours au Amundi World Investment Forum, Banque centrale européenne, 2013.

⁵⁰ C. Reinhard et K. Rogoff, 2009, op. cit.

⁵¹ Nicolas Véron, "The European Union is the global laggard on Basel III", Bruegel, 2014.

(dont seulement 1,5% avait été utilisé pour recapitaliser les banques) qui a sorti le Japon de la crise bancaire. Ce sont les efforts menés en 2002-04 pour réduire vigoureusement les créances douteuses, séparer les bonnes banques des mauvaises banques, et améliorer la transparence sur les fonds propres des banques. Comme au Japon dans les années 1990, mais aussi lors de la crise des *Saving and loans* aux Etats-Unis dans les années 1980, l'expérience montre aussi que l'assainissement du système bancaire peut-être retardé pendant plusieurs années - deux ans en Suède, cinq aux Etats-Unis, dix au Japon - puis être mis en oeuvre très rapidement.

2. Les hésitations des politiques contracycliques

L'histoire du Japon depuis l'éclatement de la bulle financière a été parfois qualifiée de "deux décennies perdues", soit, de fait, une durée proche de celle d'une génération. Cette caractérisation ne rend pas compte de la diversité de la période, marquée par de nombreux chocs - financiers ou réels, nationaux ou internationaux, mais aussi par des nombreux débats sur les options des décideurs de politique économique. La partie précédente a décrit le rôle des chocs financiers en plusieurs vagues successives, et leurs effets non seulement temporaires mais aussi plus durables sur l'économie. Les changements d'orientation de politique économique eux-mêmes ont pu aussi contribuer à renforcer certains de ces chocs, comme par exemple le retournement de la politique budgétaire en 1997, d'un soutien de la demande à la consolidation des finances publiques, inopportunément au moment de l'éclatement de la crise asiatique et de la crise financière systémique.

Cette partie invite à considérer une deuxième raison de la persistance du ralentissement économique japonais, liée à la fois aux chocs répétés qui frappent l'économie japonaise et aux hésitations - et parfois aux erreurs - de politique économique. Les politiques contracycliques au Japon au cours de la période présentent deux caractéristiques principales. (1) Pour le Ministère des finances et pour la Banque du Japon, le choix alternatif à une politique plus agressive est souvent de ne rien faire. C'est le choix qui est fait en matière budgétaire pendant un an et demi jusqu'à mi-1992 et aussi pendant six mois fin 1997, alors même que les stabilisateurs automatiques sont plus faibles au Japon que dans d'autres économies avancées. C'est aussi le choix qui est fait en matière monétaire pendant trois ans de 1995 à 1998 une fois que les taux d'intérêt atteignent 0,5%. (2) Au fur et à mesure que la crise se prolonge, l'efficacité des politiques contracycliques est perçue comme de plus en plus problématique, avec une baisse des multiplicateurs budgétaires, l'augmentation de la dette publique, et l'apparition d'un phénomène de trappe à la liquidité. Pour autant les politiques contracycliques sont-elles condamnées à la paralysie?

D'un point de vue chronologique, cette partie chevauche et prolonge l'étude de la première partie. La politique budgétaire est plus active au cours de la première décennie, puis orientée vers la consolidation au cours de la deuxième décennie jusqu'au choc Lehman. La politique monétaire en revanche est quasi-constamment orientée vers une baisse des taux d'intérêt ou leur maintien à des niveaux planchers, d'abord pour amortir l'impact de l'éclatement de la bulle au début des années 1990, puis pour faire face à la déflation. Le Japon entre en déflation en 1995 du point de vue du déflateur du PIB et en 1999 au niveau de l'indice des prix à la consommation, avec une brève sortie en 2006-08 avant une rechute. Suite à la mise en œuvre des Abénomics, discutée dans la quatrième partie, la fin de la déflation semble plus durable même si la situation est encore fragile. De fait, alors que le problème principal de la première décennie était lié au secteur bancaire, ce problème va s'estomper vers 2004-05 ; l'enjeu essentiel au cours de la seconde décennie devient la persistance de la déflation. Par ailleurs, alors que la politique budgétaire était au cœur des critiques sur la première période (trop timide ou avec une consolidation pro-cyclique), c'est la politique monétaire qui est l'objet des

principales critiques dans la seconde période (pas assez ambitieuse ou marquée par des tentatives précoces de durcissement).

Nous discutons d'abord le cadre et le contexte des politiques contracycliques, avant de nous intéresser spécifiquement à la politique budgétaire puis à la politique monétaire et finalement de conclure sur les leçons du Japon en termes de *policy mix*.

2.1. Chocs économiques et cadre des politiques contracycliques

Trois éléments déterminent la réponse des politiques contracycliques face à des chocs: (1) la nature et la fréquence de ces chocs, (2) la perception par les acteurs de la nature temporaire ou permanente de ces chocs et donc de l'importance de politiques contracycliques fortes, et enfin (3) le cadre institutionnel et la coordination entre les différents instruments de politique économique. Nous examinons ici successivement ces trois éléments. Au total, selon nous, le Japon a subi plus de chocs que les économies développées comparables, mais il a aussi souffert d'un biais optimiste plus fort sur les perspectives de croissance, et a été caractérisé par une coordination plus faible des politiques contracycliques. Ces trois éléments ont pu contribuer à sous-dimensionner les politiques contracycliques par rapport à ce qui était nécessaire.

Une accumulation de chocs internes et externes

Au cours de la période d'étude, le Japon a connu à la fois plusieurs chocs qui ont précipité des récessions mais aussi plusieurs reprises. Les chocs financiers touchent le Japon en plusieurs vagues successives de façon en partie endogène: éclatement de la bulle boursière et immobilière en 1990 et 1991, crise financière systémique en 1997, périodes de stress financier en 2003. Le Japon a aussi connu des chocs de nature plus exogènes, comme la transmission de choc internationaux, soit régionaux - lors de la crise asiatique en 1997, soit mondiaux - avec l'éclatement de la bulle Internet en 2001, ou le choc Lehman en 2008. Le taux de change réel s'est apprécié fortement à la fin des années 1980 mais aussi une nouvelle fois au début des années 1990 au moment où le Japon entre en récession⁵². Le choc Lehman conduit aussi à une appréciation forte du yen devenu une valeur refuge dans un contexte d'augmentation d'aversion au risque: le choc de contraction du commerce mondial se double donc d'un choc de change. Deux séismes importants ont aussi eu des impacts très différents sur l'économie: le tremblement de terre de Kobe en 1995 a eu des conséquences globalement modestes sur l'économie, mais positives sur la demande en raison des dépenses de reconstruction; le tremblement de terre du Tohoku en 2011, trois fois plus meurtrier, a eu en revanche un impact négatif sur l'offre en raison du rationnement d'électricité lié à l'arrêt des centrales nucléaires après l'accident nucléaire de Fukushima puis de l'augmentation de son coût.

Peut-on considérer que le Japon a été touché plus fréquemment par des chocs que les autres grandes économies sur la période? La réponse est positive. Les chocs

⁵² R. McKinnon et K. Ohno, "The Foreign Exchange Origins of Japan's Slump", in R. McKinnon, *Exchange Rates under the East Asian Dollar Standard*, MIT Press, 2005.

de 2001 et 2008 sont communs aux économies développées. Au début des années 1990, chaque grande région enregistre aussi des chocs légèrement distincts: éclatement de la bulle en 1990 au Japon, récession de l'hiver 1990-91 aux Etats-Unis, crises du système monétaire européen en 1992-93. Le Japon comme l'Europe enregistrent en 2011 de nouveaux chocs pour des raisons très différentes, l'un lié au séisme du Tohoku, l'autre au développement de la crise grecque. Enfin, le Japon est le seul à connaître une crise en 1997, liée à une combinaison de facteurs financiers et extérieurs et au durcissement de la politique budgétaire (cf. graphique 3). Nous rejoignons ici l'analyse de V. Cerra et S. Saxena⁵³ qui mettent en évidence que la fréquence des chocs est une des raisons de la différence de performance économique entre économie sur longue période.

Graphique 3: Croissance: périodisation et prévision de croissance du Japon

De fait, le CAO (Cabinet Office, secrétariat général du premier ministre) suggère que le Japon a connu sur la période d'étude cinq cycles économiques, contre uniquement trois aux Etats-Unis selon le NBER et le même nombre en Europe selon le CEPR. Le CAO distingue au cours de cette période cinq cycles économiques, commençant respectivement en 1991, 1997, 2000, 2008 et 2012, avec des débuts de cycles liés généralement à des chocs extérieurs. Le Japon a aussi connu plusieurs reprises ou faux espoirs de reprise: 1995-96 avant la crise financière systémique, 1999-2000 avec la bulle Internet, 2003-07 avec une longue reprise liée à l'amélioration de la croissance et à la productivité des entreprises japonaises, enfin une reprise beaucoup plus heurtée et irrégulière depuis 2009 marquée par de nombreuses rechutes. Au milieu des années 2000, plusieurs analystes jugent que la crise japonaise est finie et que le Japon est sorti de la "décennie perdue"⁵⁴. Nous sommes globalement d'accord avec ce jugement mais l'impact important de la crise de 2007-2008, qui n'a rien à voir avec la dynamique interne de l'économie japonaise, montre la fragilité de la sortie de crise. En bref, si la méthodologie japonaise de datation des cycles économiques, qui accorde une place plus grande à l'investissement, tend à produire historiquement plus de cycles qu'en Europe ou aux Etats-Unis, cela n'atténue pas notre conclusion sur l'importance des chocs au Japon sur les vingt-cinq dernières années.

Un biais optimiste qui fait consensus

En ce qui concerne la perception des perspectives par les décideurs économiques, l'ampleur des difficultés du Japon a été régulièrement sous-estimée. Dans la partie précédente, nous avons vu que le choix d'une stratégie de tolérance réglementaire (*regulatory forbearance*) avait été en partie basé sur une perception optimiste des perspectives de reprise. Ce biais est évident dans les projections économiques officielles, du Ministère des finances et de la Banque du Japon, mais aussi dans celles des organisations internationales ou des milieux d'affaires japonais comme le montrent leurs réponses à l'enquête sur les conditions des affaires (*Tankan*). Une analyse de la Réserve fédérale sur l'entrée du Japon en déflation au milieu des

⁵³ V. Cerra et S. Saxena, "Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery", *American Economic Review*, 2008.

⁵⁴ A. Posen, "What went right in Japan", 2004.

années 1990 montrent que les économistes de la Fed partageaient aussi les projections optimistes de la Banque du Japon⁵⁵. Ce biais est cependant plus marqué pour la première décennie que pour la deuxième.

A titre d'illustration, les graphiques ci-dessous présentent ce qu'aurait été la croissance du Japon si les prévisions à un horizon d'un an du FMI avaient été réalisées (cf. précédemment graphique 3). Nous prenons comme année de base 1990, afin de représenter le sentier de croissance prévu et réalisé. La croissance moyenne depuis 25 ans aurait été de 1,6 % (contre 1,1 %) et le niveau du PIB réel aurait été plus élevé de 14 %. Cette erreur importante de prévision se compare à une erreur pour les Etats-Unis quasi-nulle (mais avec une sous-estimation de la reprise des années 1990 et une sous-estimation de l'impact de la crise financière de 2008) et de 7 % pour la France. L'erreur de prévision explique environ la moitié du différentiel de performance entre l'Europe et le Japon. Les prévisions de l'OCDE présentent un biais comparable.

La faiblesse de la coordination des politiques économiques

La coordination des politiques économiques a généralement été faible au Japon pendant la période. Cela a été particulièrement vrai au tournant des années 2000 avec la redistribution des instruments de politique économique suite à une réforme administrative. Au début des années 1990, le Ministère des finances joue un rôle central dans la politique économique, avec une tutelle sur la banque centrale, la responsabilité de la politique financière, et un essaimage de ses cadres auprès de l'agence de planification économique chargée des réformes structurelles. Cette direction commune n'est pas forcément positive comme on a vu, puisque la subordination des autres politiques à la politique budgétaire a conduit à une politique monétaire trop expansionniste et une supervision financière trop timide, deux facteurs qui ont contribué à la formation de la bulle spéculative.

Début 2000, le rôle du Ministère des finances est très fortement réduit dans ces trois domaines, en particulier en raison de son échec dans la gestion de la crise financière: (1) la Banque du Japon devient indépendante en 1997; (2) une nouvelle Autorité des services financiers (FSA) assure à partir de 1998 la supervision financière; (3) enfin une partie des orientations budgétaires sont fixées à partir de 2001 par le conseil consultatif de politique économique et budgétaire (CEFP), directement rattaché au Premier ministre. Cette évolution prend place dans le cadre d'une réforme administrative de grande ampleur initiée par le gouvernement Hashimoto (1996-1998) et qui voit le jour en 2000-2001. Outre l'affaiblissement du Ministère des finances, cette réforme conduit à une plus grande centralisation autour du cabinet du Premier ministre qui, depuis l'après-guerre, était en position de faiblesse relative par rapport aux grands ministères en ce qu'il ne disposait pas d'administration propre.

Si cette séparation des institutions et la fin de la confusion des objectifs est positive sur le fonds, elle conduit cependant dans la pratique à une faible coordination entre politique budgétaire et monétaire. Même sous tutelle effective du Ministère des

⁵⁵ A. Ahearne, J. Gagnon, J. Haltmaier, et S. Kamin, "Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experience in the 1990s", Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 1999.

finances, la Banque du Japon était jugé relativement indépendante avant 1997, mais cette indépendance est naturellement renforcée en 1997, avec la liberté accordée à la banque de fixer à la fois son objectif (défini vaguement comme la "stabilité des prix") et les moyens de les atteindre. De plus, alors qu'auparavant, le Ministère des finances et la banque centrale alternaient leurs candidats au poste de gouverneur, de 1997 à 2012, les quatre gouverneurs successifs sont des fonctionnaires de la Banque du Japon. Le Conseil de politique monétaire est plus diversifié, avec des universitaires ou des membres issus du secteur privé. Une anecdote peut illustrer le manque de coordination des politiques: au lendemain de la crise financière en 2010, M. Kan, alors Ministre des finances, s'interrogeait s'il pouvait rencontrer le gouverneur de la Banque du Japon sans violer l'indépendance de la banque centrale⁵⁶. A titre de comparaison, aux Etats-Unis, le gouverneur de la Réserve Fédérale et le Secrétaire au Trésor ont des réunions hebdomadaires.

2.2. Relancer ou consolider les finances publiques?

Le Japon entre dans la décennie 1990 avec des finances publiques tout à fait solides: cinq années de surplus budgétaire de 1988 à 1992, une dette publique brute de 70 % du PIB en 1990 mais de seulement 13% en termes nets compte tenu des actifs financiers du système de retraite. Cette position favorable est le fruit de dix années d'efforts dits de "reconstruction budgétaire" de 1980 à 1990 qui fait suite à la dérive des dépenses sociales au cours des années 1970. Un des défis principaux est l'impact budgétaire du vieillissement, le Japon étant le pays qui a connu le vieillissement le plus rapide (le taux de remplacement de la population passe durablement en dessous de 2 dès 1975) et aussi un vieillissement plus important que celui qui était prévu à la fin des années 1980 (augmentation de l'espérance de vie et baisse de la natalité plus forte que prévue). L'expérience des années 1980 et le défi démographique expliquent le biais conservateur du Ministère des finances en matière de finances publiques.

Trois cycles d'assouplissement et de consolidation

De 1990 à 2012, le Japon connaît trois cycles d'assouplissement et de consolidation, le premier de 1990 à 1997, le second de 1998 à 2007, le troisième de 2008 à 2012. Les deux questions principales pour le gouvernement japonais sont les suivantes: (1) Quelle doit-être la taille des plans de soutien à l'activité? (2) Quand faut-il commencer à consolider les finances publiques, avec quelle ampleur et suivant quel rythme?

Une difficulté pour apprécier la politique budgétaire au Japon vient de la nécessité de distinguer entre les mesures annoncées et les « vraies » mesures, ou "vrai eau" (*mamizu*) dans la terminologie japonaise. Cette dernière représente la composante des plans de relance qui sont des dépenses effectives, en excluant les mesures financières de prêts bonifiés ou de cofinancement d'investissements publics pour les collectivités locales - qui ne sont pas toujours utilisées, en fonction des contraintes financières des collectivités locales. Au total, presque la moitié des montants annoncés nominaux sont des mesures financières et non pas des dépenses publiques (cf. graphique 4). Nous ne considérons ici que les mesures effectives. Une deuxième difficulté vient de ce que le décompte des plans de

⁵⁶ Anecdote rapportée en 2010 par R. Feldman, économiste à Morgan Stanley.

relance inclut parfois la réallocation en fin d'année budgétaire de dépenses non réalisées au cours de l'année. Enfin, les délais de mise en œuvre retardent aussi de manière importante l'impact des mesures de relance: seulement le tiers des montants annoncés a eu un impact sur l'activité l'année même. Comme pour le secteur financier où le chiffre officiel des créances douteuses doit être comparé au chiffre officieux (voir partie 1), les mesures de relance annoncées doivent être relativisées par rapport aux vraies mesures.

Graphique 4: Déficit budgétaire et plans de relance

Au cours de la première sous-période, le gouvernement met en place de 1992 à 1995 des plans de relance d'un montant moyen de 2% du PIB par an, composé pour les trois-quarts d'investissement public et pour un quart de réduction temporaire d'impôts sur le revenu (en 1994). Rapidement, malgré la fragilité de la reprise, le Ministère des finances souhaite amorcer la consolidation des finances publiques. Le Premier ministre M. Hosokawa annonce ainsi en 1994 une augmentation de la taxe à la consommation de 3% à 5%, annonce qui fait éclater sa coalition et est reportée. Dans le contexte de reprise en 1995 et 1996, le gouvernement met en oeuvre plusieurs mesures de consolidation des finances publiques, notamment la hausse de la taxe à la consommation différée trois ans plus tôt, prévue pour avril 1997, en partie compensée par des baisses d'impôts, mais aussi l'introduction d'un ticket modérateur sur les dépenses de santé, et une règle d'équilibre budgétaire inspirée des critères de Maastricht. La réduction temporaire d'impôt doit aussi expirer l'année suivante. Ce durcissement budgétaire correspond malheureusement au début de la crise asiatique et à la crise financière systémique.

Au cours de la deuxième sous-période, le gouvernement met en oeuvre un plan de relance de grand ampleur en 1998, de 5,4% du PIB, suivi de plans plus modestes de 1% chaque année de 1999 à 2002. La composante de baisse d'impôts reste égale au quart du montant total des plans de relance et comprend notamment la transformation de la baisse d'impôt temporaire de 1994 en réduction permanente. En 1999, le déficit budgétaire japonais dépasse 7% du PIB, un niveau historique sur l'après guerre, mais, à titre d'illustration, inférieur à celui de la Suède de 11% en 1993. Le gouvernement abandonne sa règle budgétaire fin 1998, mais met en place de manière ad hoc, dans un contexte de reprise économique, plusieurs mesures de consolidation des finances publiques, principalement de 2002 à 2007 (réforme des retraites de 2004, réforme des collectivités locales de 2003, réduction des dépenses...)

La consolidation budgétaire est interrompue au cours de la troisième sous-période. Après un plan de relance modeste en 2008, de 0,4% du PIB, le gouvernement met en place sur les quatre années suivantes des mesures de relance pour un montant de 2% du PIB en moyenne, réparti pour également entre des dépenses d'investissement et des mesures en faveur des ménages, baisse d'impôts ou mesures de soutien au revenu. Les efforts discrétionnaires de consolidation jusqu'en 2012 sont modestes, à part une hausse temporaire de l'impôt sur les sociétés après le séisme de 2011.

Les imperfections de la politique budgétaire

Doit-on considérer que la politique budgétaire a été un facteur du ralentissement économique japonais, en raison de plans de relance trop faibles et d'une consolidation trop précoce? Parmi les économistes, la perception dominante de la politique budgétaire est celle d'une politique quasi-systématiquement à contre-courant : inefficace en période de relance, trop rigide en période de consolidation. Nous donnons ici trois exemples de ces jugements critiques. A. Posen juge que la politique budgétaire "fonctionne mais n'a pas été véritablement mise en oeuvre", sauf en 1998 - une critique qui semble être une citation directe d'une analyse influente sur la politique budgétaire au cours de la Grande Dépression⁵⁷. R. Koo⁵⁸ estime aussi que la politique budgétaire est nécessaire dans le contexte d'une récession par les bilans afin de maintenir l'activité compte tenu de la baisse de demande privée et du désendettement; pour autant il juge aussi que les dépenses publiques ont été trop faibles et mal ciblées. P. Krugman⁵⁹ enfin met l'accent plutôt sur la politique monétaire, mais - sur la base du "principe de Brainard", c'est-à-dire saupoudrer un peu de tout quand on ne sait pas l'origine d'un problème- il souligne qu'une politique budgétaire plus expansionniste qui la complémente serait utile. Nous examinons successivement les deux volets de ces critiques, côté relance, puis côté consolidation, afin de valider ou non leur légitimité.

La taille des plans de relance au Japon a été généralement dans la norme de ceux adoptés lors de la Grande récession de 2008 (le FMI recommandait ainsi une relance de l'ordre de 2% du PIB), voir bien supérieurs comme en 1998. Compte tenu des multiplicateurs budgétaires, l'accent sur les investissements plutôt que sur les impôts ne semble pas inapproprié. En même temps, plusieurs études montrent que le multiplicateur budgétaire au Japon est faible et décroissant au cours du temps au cours des années 1990. À titre d'illustration, une étude⁶⁰ trouve un multiplicateur d'investissement de 0,3 au Japon contre des estimations autour de 1-1,2 % pour les autres pays (avec une très forte variance). Les facteurs qui expliquent cette situation sont liés à la décroissance de la productivité marginale des mesures au cours du temps ou à l'effet d'éviction sur l'investissement privé. D'autres auteurs montrent aussi, en lien avec la critique usuelle des mesures de plans de relance, que les dépenses ont été plus élevées là où leur rendement est le plus faible, notamment dans les régions rurales, répondant au mieux à un objectif d'aménagement du territoire, au pire à un objectif électoral de redistribution et beaucoup moins à celui d'efficacité économique⁶¹. En revanche, le comportement ricardien des ménages japonais est assez faible, comme montré aussi par la faiblesse du motif de transferts aux descendants⁶², et n'explique donc pas vraiment la faiblesse des multiplicateurs budgétaires.

⁵⁷ A. Posen, 1998, op. cit. ; Cary Brown, "Fiscal Policy in the Thirties: A Reappraisal," *The American Economic Review*, 1956.

⁵⁸ R. Koo, op. cit., 2003.

⁵⁹ P. Krugman, 1998, op. cit.

⁶⁰ T. Bayoumi, "The Morning After: Explaining The Slowdown In Japanese Growth In The 1990s," CEPR Discussion Papers 2436, 2001.

⁶¹ T. Doi et T. Ihori, *The Public Sector in Japan: Past Developments and Future Prospects*, Edward Elgar Publishing, 2009.

⁶² C. Horioka, "The (Dis)saving Behavior of the Aged in Japan", NBER No. 15601, 2009.

Finalement, les mesures de soutien aux ménages, une composante nouvelle des plans de relance japonais après 2008, ne sont pas ciblés vers les ménages les plus pauvres et ont donc un impact multiplicateur plus faible. La baisse des impôts sur le revenu en 1994-1998, en partie pour compenser la hausse de la taxe à la consommation en 1997, a aussi eu un impact net récessif compte tenu de la différence de progressivité de ces deux impôts. Le Japon a aussi été handicapé par la faiblesse des stabilisateurs automatiques, compte tenu du rôle plus réduit des dépenses sociales centrées sur les agents qui sont principalement touchés par la récession. Au total, ce qui est en jeu est moins le montant des plans de relance, que leur contenu qui semble refléter des considérations politiques autant qu'économiques.

Deux facteurs supplémentaires ont pu contribuer à affaiblir les multiplicateurs au Japon: les difficultés de la politique monétaire et la poursuite de la crise bancaire jusqu'au début des années 2000. O. Blanchard et al.⁶³ soulignent ainsi que la politique budgétaire est d'autant plus efficace qu'elle complémente une politique monétaire accommodante. L'implication pour le Japon est que la faiblesse des multiplicateurs budgétaires serait aussi liée aux limites de la politique monétaire, sur laquelle nous reviendrons dans la section suivante. Enfin on peut s'interroger sur le bénéfice marginal de plans de relance plus forts dans un contexte de baisse des multiplicateurs et alors que plusieurs éléments de la crise bancaire ne sont pas résolus.

Le deuxième volet de la critique de la politique budgétaire porte sur une consolidation jugée trop précoce. La hausse de la taxe à la consommation en 1997 était justifiée en partie par l'amélioration cyclique en 1996 et début 1997 et préparée par des mesures compensatoires importantes, mais elle reflète sans doute aussi un biais optimiste sur les perspectives économiques. Elle faisait aussi l'objet d'un relatif consensus à l'époque de sa mise en œuvre comme démontrés par les recommandations du FMI et de l'OCDE⁶⁴. Plus que l'augmentation de la taxe à la consommation en avril 1997, le maintien jusqu'en décembre 1997 de plusieurs mesures de consolidation ("Loi de réforme structurelle des finances publiques", inspirée du traité de Maastricht) alors que la crise asiatique a commencé à se propager depuis juin 1997 témoigne d'une certaine rigidité. En revanche, la consolidation budgétaire conduite par le gouvernement de M. Koizumi de 2000-2005 et la réforme des retraites de 2004 en particulier contribue à la soutenabilité budgétaire en mettant en œuvre un mécanisme automatique d'ajustement des retraites (ajustement automatique du taux de remplacement en fonction de l'inflation, de la croissance, et de la soutenabilité future du régime des retraites) mais au prix d'une dégradation des retraites, déjà comparativement modestes par rapport à l'Europe en termes de taux de remplacement. Cette consolidation se fait dans un contexte de croissance mondiale élevée de 2002 à 2007. Plutôt que de critiquer une consolidation trop précoce, on peut regretter que le Japon n'ait pas profité de cette période de reprise pour aller au-delà en matière de consolidation budgétaire, le premier ministre s'étant interdit de recourir à la taxe à la consommation.

63 O. Blanchard et al., 2012, op. cit.

64 T. Ito, 2004, op. cit.; T. Hoshi et A. Kashyap, 2011, op. cit.

Au total, nous ne partageons pas la critique principale de la politique budgétaire japonaise, trop faible pour soutenir la reprise, trop précoce pour consolider. Rétrospectivement, on peut regretter le calendrier malheureux de la hausse de la taxe à la consommation en 1997, le mauvais ciblage de certaines mesures de relance, la faiblesse des multiplicateurs budgétaires, ou l'absence de stabilisateurs automatiques importants. Cependant, les critiques a posteriori ne nous semblent pas toutes justifiées.

Enfin, contrairement aux idées reçues, les plans de relance japonais ne sont pas la cause principale de l'augmentation de la dette publique au Japon. Si les plans nominaux cumulés représentent 45 points de PIB sur la période 1990-2012 (avant les Abénomics), les mesures effectives ne représentent que 23 points de PIB, alors que la dette publique japonaise a augmenté de 177 points de PIB. Le déficit primaire a contribué pour 122 points de PIB à cette augmentation, contre seulement 23 points de PIB en lien avec le déficit discrétionnaire. Le déficit japonais est d'abord structurel, en raison du sous-financement des dépenses sociales, qui ne sont pourtant pas particulièrement généreuses si l'on compare avec l'Europe, ou des baisses permanentes d'impôt sur le revenu. L'absence de croissance nominale du PIB et la déflation ont aussi pénalisé les recettes budgétaires, par exemple en raison des seuils nominaux pour l'impôt sur le revenu. La croissance a aussi joué un rôle direct sur le dénominateur, dans la mesure où la croissance du PIB réduit le ratio de dette de l'année antérieure. Ce dernier effet ne joue que pour 9 points de PIB au Japon, contre par exemple 43 points de PIB en France. Dans le même temps, la faiblesse des taux d'intérêt liée à la déflation a conduit à une charge de la dette plus faible au Japon. Une dernière différence entre le Japon et les autres économies avancées est le rôle d'un terme résiduel qui capture l'évolution du champ de l'Etat (par exemple l'injection de capital dans le secteur financier), deux fois plus large au Japon que pour les autres pays.⁶⁵

2.3. Accepter la déflation ou expérimenter des mesures non conventionnelles?

La politique monétaire japonaise a fait l'objet des critiques les plus vives. B. Bernanke, dans un article de 1999 parle de "paralyse volontaire" pour caractériser l'action de la Banque du Japon, une formulation qu'il semblera regretter par la suite quand il sera devenu lui-même banquier central⁶⁶. De 1990 à 1995, la banque centrale met en oeuvre une politique d'assouplissement classique face à un ralentissement économique, via une baisse des taux d'intérêt. A partir de là, la banque centrale entre dans le monde nouveau de la déflation, au niveau du déflateur du PIB en 1995, puis – après la fin de l'impact temporaire de la hausse de la taxe à la consommation sur les prix en 1997 – au niveau de l'indice des prix du consommateur en 1998. Les autorités monétaires sont confrontées à plusieurs

⁶⁵ B. Monfort, "Gross Debt or Net Debt: Which is the Best Measure of Japanese Public Debt?", miméo, 2011.

⁶⁶ B. Bernanke, "Japanese monetary policy: a case of self-induced paralysis", dans R. Mikitani et A. Posen (éditeurs), *Japan's Financial Crisis and Its Parallels to US experience*, Institute for International Economics, 2000, et B. Bernanke, *The Courage to Act*, Norton & Company, 2015.

questions difficiles: quelles sont les causes de la déflation? Est-ce qu'il est nécessaire d'agir? Est-ce qu'il est possible d'agir? Et, dans ce cas, que faire? Nous répondons ici successivement à ces questions sur les causes, les coûts, et les remèdes à la déflation.

Un important changement institutionnel a lieu en 1997-98, avec la nouvelle loi sur la Banque du Japon de juin 1997, qui révisé la loi précédente de 1942 et entre en application en avril 1998. La loi renforce et consacre l'autonomie de la Banque du Japon par rapport au Ministère des finances, qui avait jusqu'ici un pouvoir de veto sur les décisions monétaires. La stabilité des prix et la stabilité financière sont les objectifs premiers de la Banque centrale. Avant cette indépendance pleine et entière, la Banque du Japon avait un bilan contrasté, avec une inflation qualifiée d'"inflation sauvage" en 1972-74 (avec une pointe à 23%), lié au financement budgétaire puis au choc pétrolier, un succès éclatant en 1978-79 avec une maîtrise du second choc pétrolier sans inflation ni récession, et des résultats en demi-teinte au cours de la seconde moitié des années 1980⁶⁷. Les expériences antérieures de dérapage inflationniste en 1972-74 et d'assouplissement trop prolongé en 1986-89 vont conduire la Banque du Japon à interpréter de manière conservatrice son mandat anti-inflationniste, un peu à la manière de la Bundesbank marquée par l'épisode d'hyperinflation au début des années 1920. Après l'indépendance, la Banque du Japon est dirigée successivement par M. Hayami (1998-2003), T. Fukui (2003-08), et M. Shirakawa (2008-12), tous trois cadres de la Banque du Japon.

La baisse des taux d'intérêt et la trappe à la liquidité

Avant de discuter des politiques non-conventionnelles mises en oeuvre par la Banque du Japon, il importe de comprendre comment et pourquoi le Japon est entré dans la déflation. De juillet 1991 à mi-1995, la Banque du Japon baisse son taux directeur graduellement de 9% à 2%. En 1995, elle effectue une nouvelle baisse à 0,5%, taux qui restera inchangé jusqu'en 1999. A partir de 1995, elle craint qu'un taux en dessous de 0,5% ne détruise le fonctionnement du marché interbancaire, et elle maintient ce taux à la fois dans le contexte de reprise de 1996-97, mais aussi avec la forte récession qui touche le Japon en 1998-99 en dépit de l'entrée en déflation au cours de cette période (cf. graphique 5). Une étude de la Réserve Fédérale⁶⁸ montre que la politique monétaire a été jusqu'en 1995 en fait plus accommodante que ce qui aurait été conforme à une règle de Taylor avec des anticipations, en intégrant les propres projections d'activité et d'inflation de la Fed; en revanche, en utilisant les données réalisées et non des projections historiques (finalement trop optimistes), la politique monétaire a été trop restrictive. L'optimisme des projections sur la première moitié des années 1990 est partagé par un grand nombre d'acteurs. Le consensus rétrospectif est que la Banque du Japon a été trop lente et trop tardive à assouplir la politique monétaire. Les points de vue contemporains ne sont pas aussi critiques, par exemple les auteurs d'un livre publié à la veille de la crise bancaire systémique soulignent que le conflit potentiel entre la fragilité bancaire et l'objectif d'inflation peut conduire la

⁶⁷ T. Cargill, M. Hutchison, et T. Ito, *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, MIT Press, 1997.

⁶⁸ A. Ahearne et al., op. cit., 2002.

Banque du Japon a été laxiste dans sa lutte contre l'inflation⁶⁹. Les Etats-Unis retiendront cette leçon japonaise en 2002 et en 2008, avec un assouplissement conventionnel beaucoup plus rapide.

Graphique 5 : Inflation et taux de change réel

La Banque du Japon décide de ne rien faire de plus de 1995 à 1999, une fois que son taux directeur a atteint 0,5%. En 1996 et 1997, le Japon connaît un début de reprise, ce qui justifie cette décision. Face au choc systémique de 1997, la banque centrale met aussi en oeuvre des mesures de soutien au secteur financier (comme elle le fera en 2008), mais l'accent est sur la stabilité financière et non sur la politique monétaire. L'inertie de 1997 à 1999 repose sur deux postulats principaux: (1) la déflation modérée est en partie le reflet de facteurs d'offre, liés à la croissance de la productivité ou à l'importation de produits moins chers, et ne nécessite pas d'action spécifique de la banque centrale; (2) même si la banque centrale souhaitait une politique plus expansionniste, elle ne le pourrait pas en raison des taux d'intérêt à un niveau plancher et du phénomène de la trappe à la liquidité. Même si la Banque centrale décide à partir de 1999 de mettre en oeuvre des politiques non-conventionnelles, ces deux postulats continueront de jouer un rôle important dans les décisions de politique monétaire de 2000 à 2012. Nous examinons ces deux postulats successivement.

Quelles sont les causes de la déflation? Avant le milieu des années 1990, le Japon a connu deux périodes de déflation: une de 1929 à 1933 avec une baisse cumulée de 25% des prix, une autre en 1987 avec une baisse des prix de 0,7% au maximum (mais une inflation annuelle proche de zéro). La banque centrale perçoit initialement la déflation comme plus proche de l'expérience récente que celle des années trente. De fait jusqu'au choc Lehman, la déflation annuelle ne dépasse jamais 1% et la déflation cumulée n'est que de 3% au niveau de l'indice des prix à la consommation (IPC, hors impact de la taxe à la consommation), même si elle est de 15% au niveau du déflateur du PIB. La mesure de l'inflation présente un biais positif, traditionnellement estimé à 0,5% mais pouvant aller jusqu'à 1-2% selon certaines études⁷⁰, de sorte que l'inflation mesurée par l'IPC sous-estime l'importance de la déflation.

La banque centrale considère que la déflation à la fin des années 1990 est partiellement liée à des gains de productivité, en lien par exemple à l'effet des technologies de l'information, à l'impact de la déréglementation sur le marché des biens, ou à des facteurs transitoires comme les termes de l'échange, en particulier la baisse des prix des produits importés de Chine. La poursuite de la libéralisation des marchés financiers au même moment rend aussi plus difficile le suivi des indicateurs monétaires. Des études empiriques suggèrent que ces deux raisons

⁶⁹ T. Cargill, M. Hutchison, T. Ito, *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, MIT Press, 1997.

⁷⁰ J. Handbury, T. Watanabe, et D. Weinstein, "How Much Do Official Price Indexes Tell Us About Inflation?", UTokyo Price Project, Working Paper Series No. 19, 2013.

jouent un rôle, mais ne sont pas suffisantes pour expliquer la persistance de la déflation⁷¹.

La Banque du Japon ne nie pas la possibilité de chocs de demande mais a tendance à les minimiser. Or ces derniers jouent un rôle important dans la persistance de la déflation. L'ampleur du choc de 1997 contribue à une forte baisse de la demande. Au niveau des entreprises, la baisse des prix est entretenue par les efforts des entreprises pour se désendetter, en lien avec le mécanisme de déflation induite par la dette, décrite dans les livres de R. Koo⁷². La montée de la part des travailleurs non-réguliers (l'expression désigne le temps partiel ou les emplois temporaires) dans l'emploi salarié total, a aussi eu tendance à déprimer la croissance des salaires et le revenu disponible⁷³. Au total, on le voit, concernant les causes de la déflation, les vues sont divergentes entre la Banque centrale et la majorité des économistes.

Est-ce que la déflation est coûteuse, et la banque centrale peut-elle et doit-elle faire quelque-chose? La banque centrale insiste initialement sur l'idée que la déflation est d'origine structurelle, reflet en partie de chocs d'offre positifs. Ceux-ci contribuent à une "bonne déflation" à laquelle la banque centrale n'a aucune raison de s'opposer. Cette perception est aussi celle dominante de l'opinion publique jusqu'à la fin des années 1990. Selon la banque centrale, elle n'a d'ailleurs pas les moyens de lutter contre la déflation, les taux d'intérêt étant déjà proche de zéro et les difficultés du secteur bancaire fragilisant le mécanisme de transmission monétaire. Nous partageons le point de vue opposé des analyses qui insistent sur le coût élevé de la déflation. L'expérience du Japon, de 2000 à 2006 ou depuis 2012, ou celles des Etats-Unis depuis 2008, nous invite aussi à conclure que le discours sur la paralysie de la politique monétaire à proximité du taux d'intérêt zéro n'est pas justifié. Dans un contexte de fragilité financière, la déflation conduit ainsi à l'augmentation des taux d'intérêt réel et à une redistribution des emprunteurs vers leurs créiteurs, ce qui pénalise l'investissement. La faiblesse des taux nominaux contribue d'ailleurs à la survie des entreprises "zombies", avec un impact sur la croissance comme discuté dans la partie précédente. Enfin, en plus de son impact sur l'activité, en raison de la progressivité de l'impôt sur le revenu, la déflation contribue aussi à dégrader les recettes budgétaires. Nous partageons ainsi les propositions en faveur d'une politique monétaire beaucoup plus active: B. Bernanke⁷⁴ propose un catalogue de mesures pour sortir de la déflation (achats de produits non conventionnels comme des titres à long-terme ou des certificats de dépôts, intervention sur le marché des changes non stérilisées...) tandis que P.

⁷¹ G. Saxonhouse, "Good deflation, bad deflation and the Japanese recovery", International Economics and Economic Policy, 2005; D. Weinstein et C. Broda, "Exporting deflation? Chinese exports and Japanese prices", NBER Working Paper No. 13942, 2008; N. Canry, J. Fouquau et S. Lechevalier, "Sectoral Price Dynamics in Japan: A Threshold Approach", Economics Bulletin, 2011.

⁷² R. Koo, 1999, op. cit.

⁷³ H. Yoshikawa, 2013, op. cit.

⁷⁴ B. Bernanke, 1999, op. cit.; sur la différence entre Bernanke universitaire écrivant sur le Japon et banquier central aux Etats-Unis, voir L. Ball, "Ben Bernanke and the Zero Bound", NBER Working Paper No. 17836, 2012.

Krugman⁷⁵ souligne que la situation de trappe à la liquidité n'est pas synonyme de paralysie et propose d'adopter un régime de ciblage d'inflation.

Au delà de ces divergences d'analyse sur les causes, le coût et les remède de la déflation, des raisons plus politiques peuvent expliquer les réticences initiales de la Banque du Japon à mettre en oeuvre une politique plus active. La banque centrale a acquise son indépendance en avril 1997 et juge essentiel de construire sa crédibilité anti-inflationniste, en lien avec son mandat centré sur la stabilité des prix, sans référence à l'activité. Elle est aussi soucieuse de protéger son bilan financier, et garde un souvenir amer des opérations de sauvetage bancaire au début des années 1990 qui ont conduit à des pertes. Elle craint qu'une politique monétaire expansionniste retarde aussi l'assainissement du système bancaire⁷⁶. Enfin, le gouverneur Hayami juge aussi qu'une politique monétaire plus expansionniste risque de réduire l'incitation des banques commerciales à nettoyer leurs bilans ou des gouvernements à mettre en oeuvre des réformes de structure. Au total, même si la Banque du Japon n'est pas responsable initialement de l'entrée en déflation, elle contribue incontestablement à l'ancrer dans les anticipations des agents avec ce que B. Bernanke a donc justement dénoncé comme une "paralysie volontaire".

Une mise en œuvre des politiques non conventionnelles à reculons

A partir de 1999, le Japon va mettre en oeuvre trois vagues de politiques non conventionnelles et va amorcer deux fois des sorties de ces politiques. L'expérience japonaise est donc utile à la fois pour apprécier leur efficacité mais aussi la difficulté du retour à la normale après leur mise en oeuvre. La Banque du Japon va utiliser progressivement la panoplie complète des instruments non-conventionnels⁷⁷. Elle met ainsi en oeuvre successivement: (1) une politique de taux zéros ("*Zero Interest Rate Policy*" ou ZIRP) de 1999 à 2000, puis, après un durcissement éphémère, (2) une politique dite d'expansion quantitative de 2001 à 2006 ("*Quantitative Easing*" ou QE), (3) enfin de 2010 jusqu'à la nouvelle politique des Abénomics en 2013, une politique dite d'assouplissement complet ("*Comprehensive Monetary Easing*" ou CME). Les deux dernières politiques ne remettent pas en cause la politique de ZIRP. Comme nous le verrons dans la dernière partie, le gouverneur actuel de la Banque du Japon, M. Kuroda, va rajouter un nouvel acronyme avec sa politique dite d'assouplissement quantitatif et qualitatif ("*Quantitative and qualitative easing*" ou QQE) à partir de 2013, avec une politique beaucoup plus ambitieuse que les politiques antérieures (cf. graphique 5).

Les mêmes dilemmes qui expliquent le retard de la banque centrale à mettre en oeuvre des politiques plus agressives à partir de la deuxième moitié des années 1990 expliquent aussi ses hésitations à poursuivre de manière consistante ces politiques au cours de la décennie suivante. Ces tergiversations sont particulièrement claires lors des deux tentatives de terminer ces politiques en 2000 et en 2006, ou lors du troisième volet de 2008 à 2012.

⁷⁵ P. Krugman, op. cit., 1998.

⁷⁶ T. Hoshi et T. Ito, "Financial regulation in Japan: a sixth year review of the Financial Services Agency", Journal of Financial Stability, 2004.

⁷⁷ K. Ueda, "The Effectiveness Of Non-Traditional Monetary Policy Measures: The Case Of The Bank Of Japan," The Japanese Economic Review, 2012.

Graphique 6: Politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle

En février 1999, l'aggravation de la situation économique avec notamment une augmentation du nombre des faillites, conduit la Banque du Japon à mettre en oeuvre la politique de ZIRP, qui conduit à baisser son directeur de 0,5% à 0-0,2% et à s'engager à ne pas le relever tant que le Japon n'est pas sorti de la déflation. Dès août 2000, le gouverneur Hayami juge cependant que cet objectif est atteint alors que l'inflation est alors de seulement 0,5% (donc nulle après correction du biais de mesure de l'inflation) et la Banque du Japon augmente son taux directeur. Elle est en particulier soucieuse de l'augmentation rapide du Nikkei, de 30% sur un an, et du risque de favoriser une nouvelle bulle spéculative, comme celle induite par sa politique de la fin des années 1980. La Banque du Japon décide prématurément de sortir de la politique de ZIRP alors qu'au niveau mondial, l'orientation à la baisse des marchés boursiers américains depuis mars 2000 annonce la récession qui va accompagner la fin de la bulle Internet.

Le durcissement monétaire apparaît cependant rapidement prématuré dans un contexte conjoncturel fragile et dès mars 2001, la banque centrale renouvelle les orientations directrices sur les taux d'intérêt et lance une nouvelle politique non-conventionnelle, baptisée expansion quantitative (QE) et basée sur l'augmentation des réserves des banques auprès d'elle dans le but de favoriser le crédit. Les plafonds d'emprunt des banques sont régulièrement relevés. Le changement d'orientation de la Banque du Japon est lié en partie à la pression politique, le premier ministre M. Koizumi voulant faire adopter en 2001 un "programme anti-déflation". C'est également le moment où la perception de la déflation par l'opinion publique devient négative. A partir du lancement de la politique QE, la base monétaire, initialement de 14% du PIB va augmenter de 4,5 points sous le gouverneur Hayami entre 2000 et 2003 puis de nouveau de 4 points de PIB sous le gouverneur Fukui entre 2003 et 2006.

En mars 2006, dans un climat de reprise économique et d'augmentation des prix portée en partie par des chocs d'offre, comme la croissance du prix du pétrole, la banque centrale estime de nouveau son objectif atteint. La sortie de la politique d'expansion quantitative se fait très rapidement, avec une baisse de la base monétaire de près de 10 points de PIB en deux ans. Au moment de la sortie de la politique de QE en 2006, l'inflation n'est cependant que de 0,5%. La hausse du prix du pétrole à la veille du choc Lehman portera l'inflation à un maximum de 2.1% à l'automne 2008, mais avec une inflation sous-jacente qui reste faible.

Après le choc Lehman, la Banque du Japon concentre son action sur les mesures de soutien au secteur financier, mais attend plus de deux ans après la Réserve fédérale, en octobre 2010, pour mettre en oeuvre une nouvelle politique d'expansion quantitative (CME). De 2010 à 2012, cette politique va conduire à une augmentation du bilan de 5,5% du PIB, soit - dans un contexte de contraction du PIB - un effort moins important que dans le cadre de la politique QE. Le mécanisme est légèrement différent de la politique précédente, avec notamment des interventions ciblées sur certains segments de marché en difficultés. Le gouverneur Shirakawa (2009-13) justifie sa prudence en insistant sur les risques liés à la politique d'expansion quantitative. Il juge aussi que, comme lors de la décennie précédente, la déflation était d'abord d'origine structurelle, mais les

raisons mises en avant sont désormais principalement liées au vieillissement, avec une baisse de la consommation des personnes âgées. Il réitère les craintes antérieures sur le risque de dérapage inflationniste et sur le fait que l'inflation peut réduire les incitations pour le gouvernement à consolider les finances publiques et pour les entreprises à se restructurer. Il s'attache enfin au fait que les anticipations inflationnistes des ménages sont positives et bien ancrées, alors que ces indicateurs sont notoirement biaisés. Dans ce contexte, la Banque du Japon fait régulièrement suivre ses mesures d'assouplissement quantitatif par des déclarations sur les risques et sur ses propres doutes sur la politique qu'elle met en œuvre... Au cours la période, la déflation continue, en moyenne de -0,3% par an.

Ces premières expériences d'expansion quantitative ont-elles atteint leurs objectifs? Une partie des réticences de la Banque du Japon en 2008-12 vient de sa lecture négative de l'expérience de 2000-06: le rôle de la politique de QE aurait été marginal, malgré une augmentation de 8 points de PIB de la base monétaire. D'un autre côté, assez légitimement selon nous, plusieurs auteurs estiment que la politique monétaire a été trop timide et le durcissement de 2006 prématuré. K. Hamada⁷⁸ notamment, un futur conseiller de M. Abe, qui est considéré comme le cerveau des Abénomics, présente le débat japonais comme une controverse qui semble opposer une partie de la Banque du Japon à l'ensemble de la profession des économistes. Clairement, avec le recul, le risque d'inflation à 10-20%, régulièrement agité par la Banque du Japon, ne s'est pas matérialisé et semble un peu décalé⁷⁹. A titre d'illustration, le gouverneur Kuroda depuis trois ans a augmenté la base monétaire de 30 points de PIB sur une période beaucoup plus courte, ce qui n'a pas conduit à une inflation à deux chiffres, loin s'en faut.

Par rapport à l'interprétation récente des politiques d'expansion quantitative depuis le choc Lehman, la Banque du Japon a choisi certains instruments qui sont jugés relativement moins efficaces et a aussi procédé à une augmentation de son bilan dans une proportion plus faible et sur une durée plus limitée. Le Japon a interrompu sa politique d'expansion quantitative au bout de cinq ans alors que sept ans après, les Etats-Unis sont à peine en train d'en dessiner la sortie. Le tableau 2 présente une typologie de ces différentes mesures, pour le Japon, les Etats-Unis et l'Europe, en utilisant la distinction usuelle pour les mesures non-conventionnelles⁸⁰ entre: (1) orientations directrices (*forward guidance*) qui sont au cœur du ZIRP en 1999-2000 mais restent présentes avec les autres programmes; (2) une augmentation du bilan de la banque centrale (*quantitative easing*) avec les trois programmes QE, CME et QQE; (3) enfin une augmentation du bilan ciblée sur les segments les plus fragiles du marché financier, avec certaines mesures spécifiques de ces trois programmes. Dans la pratique, la typologie et les noms données à chaque mesure varie selon les auteurs et les pays, par exemple le QE japonais est conceptuellement différent des programmes dits QE1 et QE3 aux Etats-Unis.

⁷⁸ K. Hamada, "Policymaking in deflationary Japan", *The Japanese Economic Review*, vol. 55, issue 3, pages 221-239, 2004.

⁷⁹ T. Ito et F. Mishkin, "Two decades of monetary policy and the deflation problem", NBER, 2004.

⁸⁰ Fonds monétaire international, "Unconventional monetary policies—recent experience and prospects", FMI, Washington D.C, 2013.

Tableau 2: Mesures de politique monétaire

Pour conclure, la déflation japonaise est le résultat d'une conjonction de facteurs conjoncturels et structurels, certains échappant au contrôle de la politique monétaire. Nous accordons donc à la Banque du Japon le crédit d'être la première à avoir eu recours à des politiques non-conventionnelles, dont les effets n'étaient pas encore bien compris. K. Ueda⁸¹, économiste de l'Université de Tokyo qui a été membre du Conseil de politique monétaire de 1998 à 2003, montre ainsi que, parmi les instruments non conventionnels, les orientations directrices ou les interventions ciblées sur les segments de marchés en crise sont généralement plus efficaces que l'augmentation des bilans, l'une des stratégies choisies par les gouverneurs Fukui et Shirakawa (et depuis 2012 par le gouverneur Kuroda). Le retard à percevoir l'entrée en déflation en 1995 ou en 1998 est aussi globalement une erreur partagée. Moins compréhensibles en revanche nous paraissent les craintes répétées de la banque centrale en matière d'inflation, qui l'a conduite à deux reprises à durcir la politique monétaire dès que l'inflation redevenait nulle après correction du biais de mesure, ou la tendance de la Banque du Japon à miner l'impact de sa propre politique en affichant son scepticisme et à ancrer des anticipations déflationnistes en insistant sur les facteurs structurels de la déflation.

Au total, quel a été le coût de la déflation prolongée sur la croissance? Dans la partie précédente, nous avons aussi montré que la déflation renforce les mécanismes négatifs liés au secteur financier, ce qui rend difficile l'estimation d'un effet pur du coût de la déflation. Nous ne disposons aussi malheureusement que de peu d'estimations chiffrées. En utilisant une règle de Taylor, T. Baig⁸² suggère que l'impact des taux d'intérêt réel sur l'activité aurait été de 6% du PIB entre 1998 et 2003, soit un impact annuel de 1,2 point. T. Hoshi et A. Kashyap mettent l'accent sur l'erreur de politique et suggèrent que la déflation a eu un coût marginal (non chiffré). Une étude de la Banque du Japon⁸³ suggère que le coût de la déflation au Japon serait plus faible, de l'ordre de 0,4-0,6 point de croissance (pour une déviation de 2 point par rapport à un niveau médian d'inflation centré autour de 0,5-2,0%). Le phénomène de trappe à la liquidité suggère cependant que le coût de la déflation n'est pas symétrique, et qu'il faudrait craindre davantage une déviation déflationniste qu'inflationniste. Dans tous les cas, la persistance de la déflation sur quinze ans devient très coûteuse, d'autant qu'elle a renforcé initialement des mécanismes de transmission des chocs financiers à l'économie réelle.

2.4. Ne pas minimiser le rôle des politiques conjoncturelles

A la différence de la situation du secteur bancaire, stabilisée depuis 2005, plusieurs questions sur les politiques budgétaire et monétaire restent encore en suspens à la veille des Abénomics. La déflation se poursuit et la dette publique

⁸¹ K. Ueda, op. cit. 2012.

⁸² T. Baig, "Understanding the Costs of Deflation in the Japanese Context", IMF Working Paper, WP/03/215, 2003.

⁸³ H. Fuchi, N. Oda, H. Ugai, "The Costs and Benefits of Inflation: Evaluation for Japan's Economy", Bank of Japan Working Paper Series, 2007.

brute est la plus élevée au monde. Si les opinions restent divisées en matière de politique budgétaire, un certain consensus se dégage sur la nécessité de modifier la politique monétaire. Les dilemmes sur les politiques contracycliques auxquels les autorités japonaises ont été confrontées depuis le début des années 1990 trouvent de nombreux échos dans les débats actuels en Europe. La politique d'assouplissement quantitatif va-t-elle conduire à une inflation non maîtrisée? La contraction monétaire liée à la fin d'une politique d'assouplissement quantitative va-t-elle conduire à un choc négatif de croissance? Les stimuli budgétaires perdent-ils de leur efficacité au fur et à mesure que la dette augmente? Quand faut-il commencer consolider les finances publiques?

L'expérience japonaise apporte un éclairage possible sur ces questions, à condition de ne pas négliger les différences institutionnelles entre le Japon et l'Europe. La différence est moins marquée en matière de politique monétaire qu'en matière de politique budgétaire. L'Europe comme le Japon ont un système financier centré sur les banques et la politique monétaire s'applique à l'ensemble des pays, malgré des différences liées aux spécificités du marché du crédit (par exemple emprunts immobiliers à taux fixes ou variables selon les pays). En matière budgétaire, les stabilisateurs automatiques (de type protection sociale par exemple) sont beaucoup plus faibles au Japon, ce qui conduit à un recours plus important à des plans de relance conjoncturelle. Les dépenses publiques sont plus faibles mais aussi gérées de manière plus efficaces (par rapport aux objectifs de chaque axe de dépenses publiques, par exemple, santé ou éducation) ce qui offre aussi moins de marge pour les réduire⁸⁴. La dette publique est détenue de manière majoritaire par des acteurs domestiques, avec une part importante d'investisseurs stables, comme les sociétés d'assurance ou les fonds de pension publics. Avec un taux d'imposition comparativement faible, le Japon dispose ainsi théoriquement de marges de manœuvre pour augmenter les impôts, même si plusieurs analyses de politique économique soulignent la contradiction inhérente entre le compromis social depuis l'après-guerre et la hausse des impôts⁸⁵. Enfin, le Japon a démontré sa capacité à réduire en période de crises des dépenses normalement rigides, comme la réduction des salaires de 10% des fonctionnaires centraux après le séisme de 2011 et pour une durée de deux ans. Malgré ces différences nous pensons pouvoir les leçons suivantes de l'expérience japonaise en la matière.

Des politiques budgétaires clairement contracycliques

La première leçon au sujet de la politique budgétaire concerne l'utilité des outils pour la stabilisation de court terme. Il faut donc revenir sur l'idée que la politique monétaire suffit seule, car elle est plus flexible, plus facilement isolable des pressions politiques, et plus facilement mise entre les mains d'experts indépendants. En particulier, dans le cas d'une trappe à liquidité où l'efficacité des politiques monétaires est réduite, il est essentiel de pouvoir utiliser la politique budgétaire. De plus, cette dernière ne doit pas seulement être perçue comme un outil contracyclique de court terme mais doit également s'inscrire dans une certaine durée. De la même façon, une réduction trop rapide de la dette publique aurait pour effet de renforcer ce problème. Dans le contexte européen, le traité de stabilité

⁸⁴ B. Monfort, 2015, op. cit..

⁸⁵ J. Kato, *The Problem of Bureaucratic Rationality : Tax Policy in Japan*, Princeton University Press, 1994, et *Regressive Taxation and the Welfare State*, Cambridge University Press, 2003.

budgétaire doit intégrer le nouveau contexte macroéconomique dans lequel une situation de trappe à liquidité ou de déflation n'est pas exceptionnelle. La crise de 2008 a permis de confirmer le caractère effectif de la politique budgétaire et confirmé l'efficacité des mesures de relances budgétaires (stimulus budgétaire de type classique comme une réduction d'impôts sur une base large ; accroissement des transferts; dépenses gouvernementales plus élevées)⁸⁶.

Une deuxième leçon est qu'il est important d'avoir des degrés de liberté budgétaires, c'est-à-dire des dettes publiques maîtrisées avant une crise pour pouvoir mener une politique ambitieuse sans trop de contraintes. Le Japon a progressivement perdu cette marge de manœuvre, avec au lendemain de chaque choc une dette plus élevée et un calendrier de consolidation plus long. La politique de consolidation menée au Japon à plusieurs reprises entre 1997 et 2012 a été en partie déséquilibrée: si elle a permis en partie un assainissement des dépenses, elle n'a pas utilisé au mieux les marges de manœuvre en matière fiscale. Comme déjà souligné, l'augmentation de la taxe à la consommation en 1997 ne nous paraît pas une erreur en tant que telle, en ce qu'elle a contribué au contraire à l'assainissement des finances publiques dans une perspective de long-terme, alors que les ressources fiscales sont fragiles au Japon. L'erreur principale est, au-delà de l'augmentation de la taxe à la consommation, d'avoir maintenu un cadre budgétaire restrictif en dépit de la dégradation claire de l'activité économique (loi de refondation financière fin 1997, mesures restrictives du budget 1998). La consolidation aurait aussi pu porter davantage sur des mesures avec un impact récessif plus faible, comme les impôts sur le revenu.

Le risque asymétrique de déflation et l'optimisme sur la sortie de crise

Sans anticiper sur les résultats du volet monétaire des Abénomics, l'histoire économique japonaise de 1990 à 2012 offrent aussi deux leçons sur la politique monétaire. Une leçon est de ne pas sous-estimer le risque de déflation et la difficulté à en sortir. De ce point de vue, la sensibilité au risque déflationniste a été beaucoup plus forte aux Etats-Unis et en Europe en 2002 et surtout en 2008 qu'au Japon à la fin des années 1990. En Europe spécifiquement, si la politique monétaire donne lieu à des tensions selon la pondération du risque inflationniste, un discours positif sur la déflation est moins présent. Les contraintes du cadre monétaire unifié européen a cependant conduit les pays européens à la périphérie de la zone euro à la déflation dans un contexte d'incitations à réduire leurs coûts salariaux et améliorer leur compétitivité. Une leçon complémentaire est de modérer à la fois les espoirs et les peurs liés à la politique quantitative. La sortie du programme d'assouplissement quantitatif en 2006 a pu se faire rapidement et sans contre-choc au niveau macroéconomique: la Banque du Japon a réduit son bilan d'un quart, de 5 points de PIB, en six mois et de 8 points de PIB en un an. Il est vrai que la rapidité de l'opération en 2006 a été facilitée par le fait que les instruments de court-terme ont été privilégiés, la première expérience d'augmentation du bilan de la banque centrale ayant été fait via des opérations de refinancement (repo) avec une maturité courte de moins d'un an, donc facile à dénouer à l'expiration de ces contrats.

⁸⁶ D. Romer, "What Have We Learned about Fiscal Policy from the Crisis?", in O. Blanchard et al, 2012, op. cit.

De manière plus générale, il convient de ne pas sous-calibrer la réponse de politique économique et de pouvoir donner une réponse qui prenne en compte un risque plus fort que prévu. Les dix premières années après l'éclatement de la bulle financière au Japon ont été marquées par des politiques contracycliques actives, mais péchant par excès de confiance dans la reprise économique. Les décideurs de politique économique espèrent que retour de la croissance va restaurer les marges du secteur financier et contribuer à son assainissement, tout en améliorant la situation budgétaire. De même, une politique d'assouplissement monétaire en ligne avec une règle de Taylor ou des plans de relance ponctuels lors des trois récessions d'un semestre chacune avant 1997 devaient soutenir l'activité. De fait, l'ensemble des projections que ce soient celles du gouvernement, des entreprises, ou des institutions internationales ont fait preuve d'un biais optimiste en terme de croissance. Au-delà du cas du Japon, nous rejoignons ici B. Eichengreen⁸⁷ qui montre que cette confiance dans la reprise est une caractéristique commune de la Grande dépression de 1929 et de la Grande récession de 2008, les décideurs de politique économique croyant pouvoir revenir trop tôt, trop vite à la politique d'avant la crise malgré la faiblesse de la reprise⁸⁸. Ce risque semble particulièrement fort pour l'Europe qui a connu, comme le Japon, une succession de crises de 2008, lié à des inquiétudes spécifiques sur tel ou tel pays. Au Japon, avec le bénéfice du recul, il apparaît que des politiques plus agressives auraient dû être mises en œuvre plus tôt et de manière mieux ciblées notamment pour empêcher que le Japon n'entre en déflation autour de 1995.

Une dernière leçon porte sur l'articulation des différentes politiques (monétaire, budgétaire, mais aussi les politiques structurelles discutées dans la partie suivante), l'impossibilité de les définir indépendamment les unes des autres, et sur leur calendrier de mise en œuvre. Le Japon met en œuvre des politiques monétaires et budgétaires coordonnées principalement sur la période 1990-95, mais sans résoudre la fragilité essentielle du secteur bancaire. La politique monétaire en revanche est largement absente lors du choc de 1997 ou, plus tard, de 2008. La faiblesse de la politique monétaire à partir de l'entrée du Japon en déflation - en 1995 ou en 1998 selon l'indicateur que l'on retient - a diminué aussi l'efficacité de la politique budgétaire dans la mesure où elle ne peut plus bénéficier des externalités liées à un soutien à l'activité coordonné. L'idée essentielle est qu'il n'y a pas un multiplicateur de politique budgétaire mais plusieurs, notamment en fonction des régimes de politique monétaire. Les politiques contracycliques ont ainsi souvent été conduites de façon non articulées de 1995 à 2012, ce qui s'explique en partie par un problème de coordination entre les différents acteurs en charge de celles-ci.

⁸⁷ B. Eichengreen, *Hall of Mirrors, The Great Depression, The Great Recession, and the Uses-and Misuses of History*, Oxford University Press, 2015.

⁸⁸ Au delà de la politique économique, voir par exemple sur le biais optimiste : D. Kahheman, *Thinking, Fast and Slow*, Farrar, Straus and Giroux, 2011.

3. A la recherche de la croissance perdue

La crise japonaise a d'abord été qualifiée début 1990 de "récession de l'ère Heisei", à la manière des récessions courtes de l'après guerre, puis après 1997, de grande récession, enfin à son dixième anniversaire de "décennie perdue" puis dix ans après encore de "deux décennies perdues". Le changement d'appellation traduit aussi le changement de perspective sur le ralentissement japonais: devant l'insuccès (ou parfois la timidité et les erreurs) des politiques contracycliques, le ralentissement conjoncturel est devenu structurel dans la perception des acteurs économiques. L'accent sur des causes structurelles est ainsi venu plus tardivement au fur et à mesure que la stagnation s'enracinait⁸⁹. L'étude des facteurs structurels qui contribuent au ralentissement de la croissance au Japon permet non seulement de comprendre si la baisse de celle-ci est permanente ou temporaire mais aussi d'apprécier l'écart entre la production potentielle et la production réalisée, qui joue sur l'efficacité des politiques contracycliques.

Nous distinguons trois types de facteurs qui influencent la croissance au Japon: (1) ceux spécifiquement liés à la crise financière, qui ont un impact sur la croissance de long-terme, comme ceux liés à la crise bancaire discutés dans la première partie; (2) ceux liés aux politiques contracycliques, discutés dans la deuxième partie, avec des effets de retours des facteurs de demande sur l'offre, par exemple via la baisse de l'investissement; (3) enfin des facteurs structurels, qui sont de plusieurs natures: des facteurs tendanciels comme le vieillissement ou la fin du rattrapage technologique qui a joué un rôle important dans la période de haute croissance des années 1950-70; des facteurs susceptibles d'améliorer le fonctionnement des marchés, mis en oeuvre par le gouvernement japonais avant même le début de la crise; enfin des facteurs qui sont susceptibles de corriger les forces centrifuges de la dynamique industrielle au niveau microéconomique et que nous qualifierons de coordination.

La baisse de la croissance reflète le rôle des facteurs de production mais aussi principalement de la baisse de la productivité. La politique économique associée s'est focalisée sans surprise sur les réformes structurelles, qui méritent une analyse précise tant elles ont modifié en profondeur le fonctionnement de l'économie japonaise, mais sans pour autant compenser la baisse de la croissance potentielle de façon significative, tout en ayant des effets non désirés au niveau de l'hétérogénéité des firmes. Nous nous opposons ainsi à la thèse courante qui explique la baisse de la croissance par l'inertie en matière de réformes⁹⁰.

⁸⁹ M. Wakatabe, "Turning Japanese? Lessons from Japan's Lost Decade to the Current Crisis", Columbia University, Center on Japanese Economy and Business, Working Paper No. 309, 2014.

⁹⁰ R. Katz, *Japan: The System That Soured - The Rise and Fall of the Japanese Economic Miracle*, M.E. Sharpe, 1998; E. Lincoln, *Arthritic Japan: The Slow Pace of Economic Reform*, Brookings Institution Press, 2001; A-G. Mulgan, *Japan's Failed Revolution: Koizumi and the Politics of Economic Reform*, Asia Pacific Press, 2003.

Cependant, cette politique de l'offre n'était pas la seule disponible et des propositions alternatives ont vu le jour. Certaines, dont notamment celle, influente, de H. Yoshikawa, un conseiller économique du Premier ministre Koizumi, ont montré qu'une action sur la demande pouvait avoir un impact sur la croissance de long terme, notamment via la dynamique des inégalités, en particulier sur le marché du travail (plus que du côté du capital)⁹¹. D'autres propositions, plus institutionnalistes, ont mis l'accent sur la cohérence du mode de régulation de l'économie et sur la nécessaire re-coordination de l'économie dans un contexte de dispersion croissante de la productivité au niveau microéconomique et d'une baisse significative de la diffusion dans l'économie de l'innovation, technologique ou organisationnelle, qualifiée de *spillover*⁹². C'est sur cette approche institutionnaliste que nous insisterons principalement dans le cadre de cette partie, après avoir identifié les faits stylisés du ralentissement de la productivité et décrit le programme de réformes structurelles

Quelles que soient les approches retenues, l'analyse de la croissance japonaise dans une perspective de moyen-long terme conduit à remettre en cause le "modèle japonais" théorisé par des économistes, notamment M. Aoki dans les années 1980⁹³. A l'origine, la théorie du "modèle japonais" (ou plutôt ces théories car elles sont nombreuses et parfois contradictoires) vise à expliquer le différentiel de performance entre l'économie japonaise et les autres économies développées, tant du point de vue du taux de croissance (au moins le double par rapport aux taux américains et européens des années 1950 aux années 1980) que de celui du solde des échanges commerciaux (qui, à partir des années 1980, sont fortement excédentaires à l'égard des Etats-Unis et de l'Europe). Cette situation a surpris à partir du milieu des années 1970 pour deux raisons: (1) le Japon a achevé sa phase de rattrapage qui pouvait expliquer des taux de croissance plus élevés que ceux observés en Europe et a fortiori aux Etats-Unis dans les années 1950 et 1960; (2) il a montré une capacité à s'ajuster tout à fait remarquable dans un contexte pourtant particulièrement défavorable de montée du prix du pétrole pour une économie dépendante des importations énergétiques et d'appréciation du yen (*endaka*) dont la valeur est multipliée par trois en 15 ans, ce qui pose alors un problème majeur de compétitivité-prix pour les exportations manufacturières japonaises. Ce qui a été souvent mal compris est la nature fondamentalement historique de ce modèle japonais – comme de tout modèle. Il s'est construit progressivement pendant la seconde guerre mondiale et pendant l'occupation américaine, de façon antithétique au modèle de l'entre-deux-guerres, où le marché jouait un rôle fondamental, finalement assez proche de son rôle aux Etats-Unis⁹⁴. Il

⁹¹ H. Yoshikawa, *Japan's Lost Decade*, LTCB International Library/International House of Japan, 2002.

⁹²R. Boyer et T. Yamada (eds.), *Japanese Capitalism in Crisis*, Routledge, London, 2000; S. Lechevalier, *The Diversity of Capitalism and Heterogeneity of Firms. A Case Study of Japan during the Lost Decade*, *Evolutionary and Institutional Economics Review* 3-2 October, Special Issue "The Evolution of Organizations and Institutions", 2007a.

⁹³ Aoki M., *Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy*, Cambridge University Press, 1988.

⁹⁴ T. Okazaki et M. Okuno-Fujiwara (eds.), *The Japanese Economic System and Its Historical Origin*, Oxford University Press, 1999; T. Hoshi et A. Kashyap, 2000, op. cit

a continué à évoluer dans les années 1950 et 1960 pour ressembler à la fin des années 1970 au « modèle japonais » popularisé dans les années 1980. Sa principale caractéristique était d'être à la fois tout entier tourné vers la croissance et de dépendre de la dynamique de rattrapage pour son bon fonctionnement⁹⁵.

Ces performances sont aussi une surprise du point de vue de la théorie économique standard parce qu'une première analyse montrait que le fonctionnement de l'économie japonaise aux niveaux microéconomique et macroéconomique semblait éloigné des lois de l'économie de marché telles qu'enseignées dans les manuels de sciences économiques. Par exemple, les entreprises japonaises certes maximisaient leurs profits, tout comme leurs homologues américaines, mais certaines de leurs décisions, comme le maintien d'activités déficitaires ou l'absence de recours aux licenciements en cas de chocs négatifs montraient que le profit n'était qu'un objectif parmi d'autres (dont la croissance, fondement de l'emploi de long terme). Autrement dit, non seulement le capitalisme japonais ne semblait pas suivre les règles de base de l'économie de marché mais il paraissait néanmoins plus efficient.

La situation change radicalement dans les années 1990 avec la baisse de la croissance de la productivité et un écart grandissant avec l'économie américaine qui connaît alors une embellie. On est alors face à un double paradoxe qui peut conduire potentiellement à considérer que l'objectif de croissance est vain pour une économie mûre comme celle du Japon⁹⁶ : d'une part, au niveau agrégé, un système tout entier tourné vers la croissance débouche sur des performances moindres que des économies telles que les Etats-Unis et même l'Europe ; d'autre part, au niveau individuel, l'entreprise Toyota dont on a fait l'archétype du "modèle japonais" non seulement ne connaît pas la crise mais dépasse des records de croissance et de profit chaque année, ce qui doit conduire à bien séparer l'analyse de la dynamique microéconomique de celle de la croissance agrégée.

Dans la première section de cette partie, nous présentons les principaux faits stylisés concernant l'évolution de la productivité aux niveaux macroéconomique, sectoriels et microéconomique. Puis, nous introduisons dans la deuxième section les mesures de réformes structurelles mises en œuvre en partie avant la crise et en partie en réponse à celle-ci⁹⁷. Enfin, les deux dernières sections présentent notre propre explication qui se concentre sur deux mécanismes. D'une part, les modalités de libéralisation de l'économie ont eu aussi un impact négatif sur la cohérence du mode de régulation, à travers une dispersion croissante de la productivité au niveau microéconomique et une baisse significative des spillovers dans l'économie ; cela requiert en retour une re-coordination de l'économie. D'autre part, certains aspects de la libéralisation de l'économie japonaise ont eu un impact négatif sur la demande, notamment via la dynamique des inégalités ou sur le marché du travail.

⁹⁵ H. Odagiri H., *Growth through Competition. Competition through Growth*, Clarendon Press Oxford, 1994.

⁹⁶ Sur ce sujet, voir D. Cohen, *Le Monde est clos et le désir infini*, Albin Michel, 2015.

⁹⁷ Y. Tiberghien, « Trente ans de réformes néolibérales au Japon » in S. Lechevalier, 2011, op.cit.

3.1. La baisse de la productivité

Depuis vingt-cinq ans, la croissance économique réelle annuelle a été de 0,9% au Japon contre 1,4% en Europe et 2,5% aux Etats-Unis. La dynamique démographique joue naturellement un rôle important dans cette performance. Sur la période considérée, la croissance de la population a été de 0,2% au Japon, contre 0,5% en Europe et 1% aux Etats-Unis. Ce ralentissement démographique devrait se poursuivre, avec une contraction annuelle de 0,4% de la population qui pourrait réduire la croissance réelle d'un quart de point environ. L'Institut d'études démographiques du Japon (IPSS) prévoit ainsi un déclin de la population japonaise de 130 millions au recensement de 2010 à 100 millions en 2054. Malgré l'incertitude sur ces estimations, les projections démographiques sur les trente dernières années ont eu tendance à sous-estimer la baisse de la natalité mais aussi l'augmentation de l'espérance de vie, avec une erreur donc plus forte sur le taux de personnes âgées que sur la population totale. Sans négliger le rôle de la démographie dans la dynamique de croissance au Japon, dans la mesure où cette variable est en partie exogène à l'horizon d'une génération, nous nous concentrons sur ce sur quoi les politiques économiques peuvent avoir potentiellement le plus grand impact, la productivité.

La productivité au niveau macroéconomique

Les travaux sur les facteurs contribuant à la croissance (travail, capital et productivité globale des facteurs ou PGF) présentent des divergences importantes d'où l'intérêt des travaux de comparaison internationale qui permettent de mieux comprendre les spécificités de la trajectoire du Japon depuis les années 1980. Dans ce qui suit, nous nous appuyons sur les travaux de K. Fukao⁹⁸. Comme le montre le tableau 3 tiré d'un article où il mobilise la base de données EU-KLEMS, le premier trait frappant de la trajectoire japonaise en matière de croissance est le fait que la croissance annuelle de la valeur ajoutée est divisée par cinq entre la période 1980-1995 et la période 1995-2004 (de 3,6 à 0,8) alors qu'elle augmente de façon significative aux Etats-Unis et en France. Les deux principales raisons de cette chute de la croissance sont les baisses importantes des contributions du capital (-1,1) et de la productivité globale des facteurs (-0,8). Ces résultats contrastent fortement avec le cas français marqué par une stabilité des contributions du capital de la PGF et surtout avec le cas américain marqué par une forte accélération de la contribution de la PGF (+1,0) et une légère augmentation de la contribution du capital.

Tableau 3: Décomposition de la croissance de la valeur ajoutée au Japon, aux Etats-Unis et en France (1980-2004)

⁹⁸ K. Fukao, K. Ikeuchi, H. U. Kwon, Y.G. Kim, T. Makino et M. Takizawa "Lessons from Japan's Secular Stagnation", RIETI Discussion Papers Series n°15e124, 2015; K. Fukao et T. Miyagawa, "Productivity in Japan, the US, and the Major EU Economies: Is Japan Falling Behind?", RIETI Discussion Papers Series n°07e046, 2007.

Au Japon, la baisse de la contribution du capital s'explique par la baisse brutale de l'investissement documentée dans la deuxième partie. Quant à la baisse de la PGF, trois hypothèses principales sont considérées : (1) celle de l'impact durable de la crise financière, (2) celle de l'inadaptation du modèle japonais classique au nouveau contexte international et technologique et (3) celle d'une baisse tendancielle de la capacité d'innovation au Japon, qui est en partie une variante de la précédente. Nous ne revenons pas sur la première hypothèse qui s'inscrit de fait dans la continuité des analyses présentées dans la première partie.

La seconde hypothèse est bien représentée par les travaux de F. Hayashi et E. Prescott⁹⁹, qui se placent dans un cadre théorique de type « real business cycles ». Si cette analyse n'intègre pas de variable institutionnelle, leurs conclusions quantitatives ont été mobilisées par les tenants de cette hypothèse¹⁰⁰. Ces deux auteurs jugent que ni la trappe à liquidité, ni la faiblesse de la politique budgétaire n'expliquent la persistance du ralentissement de la croissance japonaise. Ils attribuent la baisse de la PGF à une politique de subventions aux entreprises en difficultés, qui décourage l'investissement et réduit la productivité.

K. Nishimura et ses co-auteurs montrent également que la productivité des entreprises qui quittent le marché suite à une faillite est en moyenne supérieure à celle des entreprises qui survivent, une situation qui peut s'expliquer par la survie artificielle grâce aux prêts bancaires des entreprises zombies¹⁰¹. L'argument est donc proche de celui discuté précédemment dans la deuxième partie de R. Caballero, T. Hoshi et A. Kashyap.

Graphique 7: Croissance potentielle au Japon

La troisième hypothèse concerne la capacité d'innovation du Japon : certains auteurs essaient de lier la baisse du taux de croissance de la PGF à un déclin de celle-ci¹⁰². Le système d'innovation dans le capitalisme japonais classique a été considéré comme l'une des clefs de son succès. Certes, un certain nombre de problèmes avaient été identifiés tels que la mobilisation problématique des recherches fondamentales par les entreprises, ce qui nécessitait des réformes. Cependant, à la fin des années 1980, le monde entier regardait du côté du Japon pour prédire les innovations technologiques des années 2000. A un niveau microéconomique et commercial, on pensait alors qu'une entreprise comme Sony – qui n'est certes pas l'entreprise japonaise la plus typique mais dont plusieurs innovations telles que le baladeur avaient révolutionné le marché de l'électronique

⁹⁹ F. Hayashi et E. Prescott, op. cit., 2001

¹⁰⁰ Voir par exemple M. Witt, *Changing Japanese Capitalism. Societal Coordination and Institutional Adjustment*, Cambridge University Press, 2006.

¹⁰¹ K. Nishimura, T. Nakajima, et K. Kiyota, "Does the natural selection mechanism still work in severe recessions? Examination of the Japanese economy in the 1990s. *Journal of Economic Behavior and Organization*", 58(1), 53–78, 2005.

¹⁰² L. Branstetter et Y. Nakamura, *Is Japan's Innovative Capacity in Decline?*, in M. Blomström et al. (éditeurs), *Structural Impediments to Growth in Japan*, University of Chicago Press, 2003.

grand public dans les années 1980 – serait porteuse des prochaines révolutions susceptibles d'affecter directement le bien-être et l'organisation des sociétés.

Dans ce domaine, plus que dans tout autre peut-être, le Japon a déçu. Ainsi, les nouvelles technologies des années 1990 ont été développées principalement aux Etats-Unis et non pas au Japon. De façon plus anecdotique, les entreprises perçues comme les plus innovantes par le grand public ne sont plus japonaises. Ce résultat décevant pour le Japon s'explique-t-il par une baisse de sa capacité d'innovation ? Nous ne le pensons pas et ce pour plusieurs raisons. Tout d'abord, si la technologie japonaise est moins visible pour le grand public, elle n'en est pas moins présente et souvent centrale dans des produits tels que l'iPhone à travers des composants clefs pour lesquels certaines entreprises japonaises n'ont pas de rivaux. Il y a là un positionnement stratégique pour certain nombre d'entreprises japonaises telles que Toray qui fournit les matériaux clefs pour l'industrie aéronautique. Ensuite, le système d'innovation japonais n'est pas resté figé et a connu une vague importante de réformes, à l'initiative du gouvernement afin de corriger ses défauts et le rendre plus adapté à un environnement où l'innovation dépend de plus en plus de développements scientifiques récents : les réformes des universités et de l'architecture de la politique publique d'innovation ont ainsi été importantes¹⁰³. Par ailleurs, plusieurs études ont montré que le système d'innovation japonais – très différent du système de la Silicon Valley, avec notamment un rôle central des grandes entreprises – ne constitue pas un obstacle fondamental à l'émergence des nouvelles industries¹⁰⁴. Ainsi, le rôle mineur des startups dans des industries telles que la robotique ou les jeux vidéo n'a pas empêché des innovations majeures loin s'en faut.

Le problème n'est donc pas fondamentalement celui de l'innovation en tant que telle. Il est ailleurs et peut être résumé par les deux points suivants. D'une part, tout s'est passé comme si les capacités d'innovation accumulées dans des entreprises japonaises comme Sony n'avaient pas pu se traduire par des innovations de produits sur le marché pour des raisons de stratégie et d'organisation interne. D'autre part, on constate un problème de diffusion de l'innovation – technologique et organisationnelles des entreprises les plus performantes vers le reste de l'économie. C'est un point central qui mérite une analyse spécifique, aux niveaux sectoriel et surtout microéconomique.

La productivité aux niveaux sectoriel et microéconomique

Une approche complémentaire à la perspective macroéconomique précédente consiste à décomposer l'évolution de la PGF au niveau sectoriel et de ce point de vue, les résultats sont assez surprenants¹⁰⁵. En effet, ce qui est frappant c'est que

¹⁰³ S. Lechevalier, *Recent Changes in the Japanese Public Research and Innovation Policies - Lessons for Europe*, European Union - Delegation of the European Commission to Japan, 2006.

¹⁰⁴ S. Lechevalier, C. Storz et J. Nishimura, "Diversity in patterns of industry evolution: how an "intrapreneurial" regime contributed to the emergence of the service robot industry" in *Research policy*, Volume 43, Issue 10: 1716–1729, 2014.

¹⁰⁵ K. Fukao, T. Inui, H. Kawai et T. Miyagawa, "Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan, 1970-98: An Empirical Analysis Based on the JIP Database", *Hi-Stat Discussion Paper Series* n°D03-19, 2004.

la baisse tendancielle de la croissance de la PGF dans les années 1990 résulte principalement de la baisse de la contribution dans le secteur manufacturier, comme le montre le tableau 3 cité précédemment. Ce n'était pas le cas dans les années 1970, ce qui prouve que la structure de l'économie japonaise a changé et que la question du dualisme de l'économie japonaise (introduit dans l'encadré 1) doit être reposée : le problème n'est plus seulement la faible productivité dans le secteur des services mais bien l'évolution de la productivité dans ce qui faisait la force de l'économie japonaise jusqu'à présent, le secteur manufacturier exportateur.

Cette nécessité de renouveler profondément l'analyse est confirmée par une analyse au niveau microéconomique qui montre que les lignes de clivage au sein de l'économie japonaise ont changé et se sont complexifiées. Le problème n'est plus principalement un écart de productivité entre le manufacturier et le non manufacturier ou entre les grandes entreprises exportatrices et le reste de l'économie. A partir du milieu des années 1990 émerge un écart croissant de productivité (productivité du travail et PGF) au sein d'un même secteur et pour des firmes de taille comparable. Arrêtons-nous un instant sur ce fait stylisé et essayons de le spécifier car il est au cœur de notre interprétation de la crise japonaise et de nos recommandations de politique économique.

Ce fait stylisé a été mis en évidence entre autres par K. Ito et S. Lechevalier¹⁰⁶ et il est observé pour les entreprises manufacturières et non manufacturières (graphique 9) : l'écart de productivité entre le 90ème percentile des firmes les plus performantes, le 50ème percentile (firmes moyennes) et le 10ème (donc les moins performantes) s'est en moyenne accru au sein de chaque secteur depuis 1998. Cependant la logique est différente selon les secteurs d'activité: pour le secteur manufacturier, les entreprises les plus performantes ont continué à croître tandis que les autres ont stagné ; pour le secteur des services, ce sont surtout les entreprises les moins performantes qui ont relativement décliné. Le cas britannique a été étudié avec la même méthodologie par G. Faggio et ses co-auteurs¹⁰⁷, ce qui offre un point de comparaison intéressant : le Japon et le Royaume-Uni ont connu une croissance de l'hétérogénéité des performances de leurs entreprises mais le phénomène est bien plus marqué au Japon pendant la décennie perdue. Qu'est ce qui explique la spécificité de la trajectoire japonaise de ce point de vue ?

Graphique 8: Dispersion de la productivité du travail dans le secteur manufacturier et non-manufacturier (1994-2003)

Le graphique 9 montre que le problème est moins la croissance de la productivité des entreprises les plus performantes que la fin du rattrapage de ces entreprises par les entreprises les moins performantes. La dispersion croissante de la productivité peut provenir de trois causes, que nous examinons successivement: (1)

¹⁰⁶ K. Ito et S. Lechevalier, "The Evolution of the Productivity Dispersion of Firms - A reevaluation of its determinants in the case of Japan", *Review of World Economics*, 145 (3), 2009.

¹⁰⁷ G. Faggio K. Salvanes et J. Van Reenen, "The Evolution of Inequality in Productivity and Wages: Panel Data Evidence", *Industrial and Corporate Change*, 19 (6): 1919-1951, 2010.

la diffusion des nouvelles technologies, (2) l'impact de la mondialisation, enfin (3) la structure oligopolistique.

L'explication dominante de l'évolution de l'hétérogénéité des performances des firmes renvoie à une histoire technologique de type schumpétérienne comme souligné par G. Dosi et ses co-auteurs¹⁰⁸: la dispersion croissante de la productivité et des salaires dans les établissements est liée à la différence de taux d'adoption des nouvelles technologies. Si cette théorie a été validée par plusieurs travaux dans le cas des États-Unis, K. Ito et S. Lechevalier montrent qu'il n'en est rien dans le cas du Japon : en l'occurrence, l'introduction des technologies de l'information et des communications n'a pas conduit à une croissance de la dispersion des performances parmi les firmes japonaises¹⁰⁹.

La seconde explication classique de l'évolution de la dispersion des performances des entreprises est la mondialisation. Cette dernière est censée conduire à une convergence des pratiques au niveau mondial et a fortiori au niveau national : après l'ouverture du marché, les firmes domestiques les moins performantes doivent soit améliorer leur performance, soit quitter le marché, ce qui devrait se traduire par une forme de convergence. Or c'est l'inverse que l'on observe au Japon : l'internationalisation de l'économie japonaise a contribué positivement et significativement à la croissance de la dispersion de la productivité parmi les entreprises japonaises. Ce résultat est la conjugaison deux effets : un effet de sélection, selon lequel ce sont les firmes les plus productives sur le marché national qui vont à l'international, et un effet d'apprentissage, suivant lequel l'expérience des marchés internationaux contribue à améliorer la productivité des entreprises japonaises.

Une troisième explication, validée dans le cas japonais est le trend vers une structure plus oligopolistique (ou moins concurrentielle) dans certains secteurs, ce qui peut sembler étonnant dans un contexte où la plupart des marchés ont fait l'objet d'une déréglementation. Ce résultat est susceptible d'être généralisé : alors qu'un des bénéfices attendus de la libéralisation de l'économie japonaise pouvait être la sortie des entreprises les moins performantes et la convergence des niveaux de productivités, il n'en a rien été. Une raison fondamentale tient en fait au processus de libéralisation lui-même et son impact sur les choix organisationnels des entreprises. Il a accru les choix possibles qui ont eu des répercussions au niveau des performances microéconomique. Ce point est central selon nous pour comprendre l'évolution de la productivité au Japon depuis le début des années 1990¹¹⁰.

C'est pourquoi, avant d'analyser les implications de la dispersion croissante de la productivité au niveau microéconomique, il importe de présenter les réformes structurelles elles-mêmes. Celles-ci ont commencé à être mise en œuvre avant même la crise japonaise mais s'inscrivent également partiellement dans la continuité de l'analyse dominante de la baisse de la productivité au Japon, dont

¹⁰⁸ G. Dosi S. Lechevalier et A. Secchi, "Inter-Firm heterogeneity: Nature, Sources and Consequences for Industrial Dynamics", *Industrial and Corporate Change*, 19 (6), 2010.

¹⁰⁹ K. Ito et S. Lechevalier, *op. cit.*

¹¹⁰ Voir S. Lechevalier, *op. cit.*, 2011.

l'implication est de rendre l'économie japonaise plus concurrentielle, ou, pour reprendre les concepts d'une approche institutionnaliste, de libéraliser cette économie coordonnée qu'était le Japon. Comme on vient de le voir, ce processus de libéralisation a lui-même contribué à l'hétérogénéité croissante au niveau microéconomique.

3.2. Les vagues de réformes structurelles

Une image d'Epinal attribue la faiblesse et le ralentissement de la croissance au Japon depuis la bulle à la paralysie en matière de réformes structurelles. Ainsi, E. Lincoln¹¹¹ parle d'un Japon "arthritique", une expression qui n'est pas sans rappeler le procès d'eurosclérose adressé à l'Europe dans les années 1990. Nous avons déjà montré dans la première partie qu'en matière financière, le Japon avait mis en oeuvre un programme important de libéralisation des années 1970 au "big bang" de 1996, programme par ailleurs très similaire à celui des partenaires du Japon (cf. graphique 10). Au niveau des marchés des biens et du travail, le Japon connaît aussi une "grande transformation". Nous voyons cependant deux limites dans ces réformes, d'une part en termes de cohérence et de mise en oeuvre, d'autre part en termes de coût indirect.

Graphique 9: Réformes structurelles

Le programme de réformes structurelles n'est pas appliqué comme une réponse à la durée de la crise ou à l'échec des politiques contracycliques. Les premières tentatives de réformes structurelles apparaissent dès la fin des années 1970 pour le système financier et à partir du début des années 1980 pour les marchés des biens et du travail, c'est-à-dire au moment même de l'apogée du "modèle japonais". La chronologie suggère que la motivation de ces réformes ne sont pas principalement liées à compenser la baisse de la croissance mais méritent d'être analysées d'un point de vue d'économie politique.

Une première vague de réformes est lancée sous le gouvernement M. Nakasone (1982-1987), avant de connaître un approfondissement sous les gouvernements de M. Hashimoto (1996-98) et M. Obuchi (1998-1999), puis enfin celui de M. Koizumi (2001-2006). Le contenu de ces programmes est classique et complet puisqu'il inclut la déréglementation progressive des marchés financiers, des marchés des biens puis enfin du marché du travail ; la privatisation de plusieurs entreprises et institutions clefs (télécommunication avec NTT, transports ferroviaires et aériens avec JR et JAL, et financier avec la Poste japonaise) ; la réduction de la taille du service public (déjà relativement petite par rapport à la France); la baisse de l'impôt sur le revenu sur le modèle reaganien mais de manière plus modérée. Les réformes ont ainsi également visé, plus ou moins directement, à bouleverser les fondements idéologiques d'institutions telles que l'entreprise, la famille ou l'école. Elles ont donc conduit à une redéfinition du rôle du marché par rapport à d'autres institutions.

¹¹¹ E. Lincoln, 2001, op. cit.

Au niveau du marché des biens, l'origine des réformes vient du rapport Maekawa, commandé par le premier ministre Nakasone en 1986 à un ancien gouverneur de la Banque du Japon. Il recommande une internationalisation plus grande du Japon, une réorientation de l'économie vers la consommation et le bien-être (et non vers la production) et une flexibilité des marchés plus grande. Le rapport est assez novateur, préconisant un effort direct et ciblé pour réduire le surplus de la balance courante du Japon, pour simplifier la réglementation et pour réduire une épargne trop élevée. Il recommande également une plus grande libéralisation commerciale, y compris dans le domaine de l'agriculture. Tous ces éléments vont guider les programmes de réformes structurelles dans les décennies à venir.

Dans le même temps, la mise en œuvre de ces réformes a été problématique, éclectique et a parfois manqué de cohérence, ce dont témoignent de nombreux cas de contre-réformes et le fait que les réformes ont souvent été partielles. Occasionnellement, les ambitions réformatrices de certains premiers ministres a pris la forme d'un catalogue rassemblant les objectifs potentiellement divergents de chaque ministère, sans cohérence ni calendrier. Les résultats de ces réformes par marchés et par domaines sont variés: les réformes ont été assez complètes dans le domaine financier, tandis qu'elles ont été inégales sur les marchés des biens, en fonction des secteurs, et moins révolutionnaires et plus tardives sur le marché du travail mais avec des effets durable. Quant à l'évolution du rôle de l'Etat, elle est marquée par le paradoxe – particulièrement bien analysé par les travaux de S. Vogel¹¹² d'un repli mais aussi d'un contrôle accru dans certains domaines. Un cas emblématique est celui de l'enseignement supérieur : la semi-privatisation des universités nationales s'est accompagnée d'un renforcement du contrôle du Ministère de l'éducation, notamment en ce qui concerne les budgets de recherche.

Un aspect particulièrement important concerne l'ouverture aux investissements étrangers et la restructuration des grandes entreprises – alors que plusieurs analyses y voient le symbole de "l'immobilisme japonais" et la cause principale des disfonctionnements du marché. Un tournant prend place à la fin des années 1990. Au printemps 1999, le gouvernement crée un Conseil de la concurrence industrielle (ICC), instance nouvelle qui réunit tous les ministres du gouvernement avec quelques dirigeants sélectionnés au sein du secteur privé (par exemple ceux de Toyota, de Sony, ou d'institutions financières). Ce conseil donne naissance à une dizaine de lois relatives à la restructuration, dont, notamment la loi de revitalisation industrielle d'août 1999, la loi sur les banqueroutes de décembre 1999, la loi sur l'assouplissement du travail temporaire et sur les travailleurs intérimaires (décembre 1999) et les premières phases de la révision du code commercial (1999-2000). Ces réformes sont bien notées par les institutions internationales qui saluent des changements structurels importants.

Le gouvernement japonais accorde aussi un soutien important à l'alliance entre Renault et Nissan en 1999, ainsi qu'au plan de restructuration novateur mise en œuvre ensuite chez Nissan qui a une influence au-delà de cette entreprise. Le gouvernement utilisait ainsi de facto les graves difficultés rencontrées par cette entreprise emblématique, pour ouvrir la voie à de nouvelles pratiques dans le secteur privé, qu'il lui était impossible d'imposer. Ces liens capitalistiques entre l'une des entreprises phare du capitalisme japonais et une entreprise étrangère

¹¹² E. Vogel, *Japan as Number One: Lessons for America*, iUniverse, 1979.

symbolise selon nous la nouvelle ouverture de l'économie japonaise, qui ne sera plus remise en cause par la suite.

En ce qui concerne le marché du travail, son fonctionnement est certes décentralisé mais les évolutions légales ont joué un rôle important et ont affecté le modèle de croissance. La réforme la plus importante a concerné l'assouplissement significatif des règles du recours à l'emploi non-régulier, avec la révision en 1999 et 2003 de la loi cadre du marché du travail. .

Les politiques de réforme structurelles ont ainsi constitué un axe central des politiques économiques au Japon depuis le début des années 1980. Cependant, leur effet n'a pas été celui attendu. Elles ont certes augmenté la croissance potentielle ce qui apparaît tout particulièrement à partir de 2003 mais elles ont également contribué à l'accroissement des fluctuations de l'économie. L'ouverture commerciale accrue a conduit à soutenir la reprise économique du Japon à cours du milieu des années 2000, mais aussi à la forte récession de 2008 liée à la contraction du commerce mondiale. Au niveau microéconomique, le caractère de plus en plus concurrentiel des marchés des biens et du travail n'a pas conduit à une convergence des niveaux de productivité suite à la sortie des firmes les moins performantes mais bien à une dispersion croissante de la productivité. Cela a eu deux effets qui sont étudiés dans les deux sections suivantes : un impact négatif sur la croissance agrégée de l'économie, ce qui nécessite plus de coordination dans l'économie et non pas moins ; une croissance des inégalités et de la pauvreté, avec un effet dépressif cumulatif.

3.3. Recoordonner

Les analyses présentées dans la section 4.2 correspondent à l'explication dominante de la faible croissance du Japon depuis le début des années 1990 : les réformes structurelles, introduites dès la fin des années 1970, sont conçues comme la meilleure réponse à la baisse de la croissance de la productivité agrégée et leur mise en œuvre a de fait contribué à stabiliser celle-ci.

Des travaux institutionnalistes, inspirés par les recherches de l'Ecole de la Régulation, ont en commun avec cette explication de considérer les causes structurelles de la crise japonaise. Cependant, l'analyse est sensiblement différente en ce qu'elle met l'accent sur les problèmes de cohérence du mode de régulation. Selon ces travaux, la crise japonaise est le résultat d'une incohérence entre l'internationalisation des entreprises et du système financier et une forme de capitalisme dont la logique reposait sur le partage des gains de productivité entre salariés et employeurs. Dans la continuité de ces recherches régulationnistes, nous avons développé une explication originale de la crise japonaise qui fait la synthèse avec les travaux d'économie industrielle au niveau microéconomique et ceux prenant en compte l'impact des politiques contra-cycliques.

Trois modalités pour augmenter la productivité

Le point de départ est l'idée qu'il y a trois modalités pour augmenter la productivité agrégée par une action au niveau microéconomique, dont deux correspondent aux

politiques de réformes structurelles. La première modalité consiste à favoriser la croissance des firmes les plus performantes. Expérimentée à partir du milieu des années 1990, elle s'est traduit par un écart croissant de productivité entre les entreprises les plus productives et les autres¹¹³. Cependant, force est de constater que l'impact sur la productivité agrégée a été modéré. La deuxième modalité vise à favoriser la sortie des entreprises les moins productives. De ce point de vue, les réformes structurelles ont été moins efficaces que dans pour la première modalité, comme souligné plus haut. De plus, l'augmentation des sorties des entreprises les moins productives, si elle a un impact mécaniquement positif sur la productivité agrégée, a des conséquences beaucoup plus ambiguës sur la croissance de moyen et de long terme en l'absence de mécanismes de marché de réallocation des ressources. Ce point est particulièrement vrai au Japon avec la faiblesse du marché externe du travail et les possibilités limitées de rachat des entreprises sur le marché du capital¹¹⁴.

Compte tenu des limites des deux premières modalités, l'alternative pour augmenter la productivité passe par re-coordination de l'économie, ce qui constitue une troisième modalité¹¹⁵. Plusieurs travaux de décomposition de la croissance de la productivité ont montré que cette modalité est en général la plus efficace¹¹⁶. Elle repose sur le rattrapage des firmes les plus performantes par les moins performantes, conditionnellement aux spillovers technologiques et organisationnels des unes vers les autres. La réussite de cette stratégie ne dépend pas des politiques de réformes structurelles mais plutôt de l'efficacité des modes de coordination, privés (via la sous-traitance ou les structures entre groupes) ou publics (via les consortiums publics mis en place dans le cadre de la politique industrielle). Elle est également conditionnée par un environnement macroéconomique de court terme qui ne perturbe pas le processus de rattrapage et c'est là que les politiques contra-cycliques ont un rôle à jouer.

Nous proposons ainsi une interprétation de la crise japonaise comme manque de coordination d'une hétérogénéité croissante des entreprises. Selon nous, l'intensité et la durée de la crise japonaise ne s'explique pas par l'absence de changement institutionnel – dont on a vu combien il était important dans la section 4.2 – mais en partie par des perturbations dans le système précédent et l'émergence d'incompatibilités, qui traduisent un manque de cohérence et de coordination.

¹¹³ R. Boyer R., A. Isogai et H. Uemura H. éditeurs, *Diversity and Transformations of Asian Capitalisms*, Routledge, 2011; R. Boyer et T. Yamada éditeurs, *Japanese Capitalism in Crisis*, Routledge, 2000.

¹¹⁴ M. Aoki, G. Jackson et H. Miyajima H. (eds), *Corporate Governance in Japan. Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford, Oxford University Press, 2007.

¹¹⁵ S. Lechevalier, 2011, op. cit.

¹¹⁶ Voir E. J. Bartelsman et M. Doms, "Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Micro-Data", *Journal of Economic Literature* 38 (3): 569-594, 2002; pour le cas japonais, voir K. Nishimura, T. Nakajima et K. Kiyota, *Innovation Versus Diffusion: Determinants of Productivity Growth Among Japanese Firms*, MMRC working paper 2005-43, 2005.

Cela nous conduit à critiquer certaines analyses institutionnalistes très influentes qui insistent sur le manque de diversité organisationnelle au niveau microéconomique¹¹⁷. Cette vision « californienne » du capitalisme japonais proposée par M. Aoki alors professeur à Stanford repose sur l'idée – fausse selon nous – que la diversité microéconomique est toujours bonne pour les performances macroéconomique dans la mesure où elle entretiendrait une dynamique schumpétérienne. Or, ce n'est pas toujours le cas : les bénéfices de la diversité microéconomique dépendent de la qualité de sa coordination.

La coordination comme source de croissance

Le problème de coordination n'est pas propre au capitalisme japonais contemporain mais il est aggravé par la nature éminemment décentralisée de celui-ci. La source du problème de coordination ici n'est ni la division du travail ni la structure du jeu mais l'hétérogénéité fondamentale des organisations. Il est possible de distinguer deux formes de coordination, privée et publique, ce qui nécessite d'aller au-delà d'une approche centrée sur la coordination par le marché¹¹⁸.

Pour donner une idée plus concrète de ce qu'est la coordination hors marché, on précise ici certains de ses bénéfices et de ses limites en lien avec la croissance. Du côté des bénéfices, outre les fonctions d'assurance, de partage des risques et de distribution, le plus important pour la croissance concerne la diffusion des innovations techniques et managériales, ce qui permet de concrétiser les externalités potentielles. On pense ici, par exemple, aux spillovers – dont l'effet est tout sauf automatique – ou bien encore à la diffusion d'un mode de production comme le toyotisme. Cependant, à côté de ces bénéfices potentiels, la coordination hors marché comporte un certain nombre de limites. Outre le risque de développement d'une économie de rente ou la légitimité problématique de l'État à jouer le rôle d'arbitre, il apparaît que, si les crises qui affectent les capitalismes coordonnés sont généralement moins brutales que celles des capitalismes libéraux, il est souvent plus difficile d'en sortir.

Les formes concrètes de coordination dépendent de la structure institutionnelle de chaque économie. Dans le contexte japonais, il est possible de distinguer trois types de coordination suivant l'acteur et le niveau considérés : le niveau de la structure industrielle (rôle des conglomérats de type *keiretsu* ou non, et de la sous-traitance), celui des industries et des relations professionnelles (*shunto* ou "offensive de printemps", un mécanisme de négociation collective des salaires), et, enfin, celui du gouvernement (politique industrielle et bureaupluralisme, c'est-à-dire la représentation dans chaque ministère des intérêts divers de la société). Dans le cadre de ce livre, on se limitera à la présentation du *shunto*¹¹⁹.

Ce dernier a constitué, des années 1960 aux 1980, un élément essentiel de la coordination entre les entreprises au niveau sectoriel, et de la coordination entre les

¹¹⁷ M. Aoki, *Information, Corporate Governance, and Institutional Diversity. Competitiveness in Japan, the USA, and the Transitional Economies*, Oxford, Oxford University Press, 2000

¹¹⁸ S. Lechevalier, 2011, op. cit.

¹¹⁹ Pour une présentation détaillée des autres formes de coordination, voir Lechevalier, 2011, op. cit.

syndicats et le patronat. Ce mécanisme, qui assurait une hausse coordonnée des salaires en fonction des gains de productivité, a notamment permis de distribuer les gains de productivité entre les secteurs et de contenir l'inflation tout en permettant des hausses de salaire. Cependant, cette pratique comprenait un certain nombre de contraintes. Elle supposait que les employeurs acceptent de perdre une partie de leur autonomie dans la politique salariale. Elle leur imposait de négocier et de faire des concessions bien au-delà de ce sur quoi devrait déboucher un rapport de forces qui leur est très favorable au niveau de l'entreprise. A partir de la fin des années 1980, le *shunto* a connu un déclin, qu'il s'agisse de sa couverture – de moins en moins d'entreprises sont impliquées dans le processus – ou de son objet – la négociation porte de moins en moins sur la croissance des salaires en relation avec les gains de productivité, ce qui était sa vocation principale, et de plus en plus sur des sujets certes importants, comme les conditions de travail, mais sur lesquels les syndicats ne sont pas en mesure d'aller au-delà de déclarations de principes relativement vagues. Cette évolution est tout à fait conforme aux recommandations contenues dans un rapport de l'association patronale Nikkeiren, prédécesseur de l'actuel Keidanren en faveur d'une gestion des salaires en fonction des situations individuelles des firmes, ce qui explique la défection de facto des employeurs¹²⁰.

Depuis la fin des années 1990, de nouvelles formes de coordination ont émergé et c'est à ce niveau que se construit le régime de croissance émergent, même si ce renouveau n'est pas général – ainsi, il ne concerne pas le *shunto*. Un exemple marquant concerne la diffusion de l'innovation, à travers les *spillovers* des entreprises les plus productives à l'ensemble de l'économie. Plusieurs raisons expliquent la diminution des *spillovers* et de leurs effets sous l'impact d'un déclin de la coordination: moindres interactions entre les firmes d'un même groupe avec le déclin des *keiretsu* et la fluidification des relations de sous-traitance, renforcement des droits de la propriété intellectuelle à travers l'équivalent de la loi américaine Bayh-Dole au Japon en 1999 donnant la possibilité à toute organisation non lucrative de breveter leurs découvertes et inventions... Cette loi a notamment pu renforcer les incitations pour les entreprises d'investir dans la recherche et développement mais a diminué la diffusion de facto de ces innovations. Depuis quelques années en revanche, il semblerait qu'on observe un renouveau.

Une analyse de l'évolution des *spillovers* au niveau de l'ensemble de l'économie pose de redoutables problèmes méthodologiques et est hors de portée aujourd'hui. Cependant, dans une étude de cas, celle de la robotique, nous avons montré comment les collaborations entre entreprises et les consortia publics de recherche et développement contribuaient à l'émergence de *spillovers* dans l'économie de façon significative¹²¹ Ces *spillovers* constituent la clef de la croissance¹²². Cela doit conduire à repenser, dans une perspective d'économie politique, le rôle et la forme

¹²⁰ Nikkeiren, *Japanese Business Management in the New Era*, 1995.

¹²¹ S. Lechevalier, Y. Ikeda et J. Nishimura, "Investigating Collaborative R&D Using Patent Data: The Case Study of Robot Technology in Japan", *Managerial and Decision Economics*, Volume 32, Issue 5: 305-323, 2011; S. Lechevalier, Y. Ikeda et J. Nishimura, "The effect of participation in government consortia on the R&D productivity of firms: A case study of robot technology in Japan", *Economics of Innovation and New Technology*, Volume 19, Issue 8: 669-692, 2010.

¹²² K. Ikeuchi, R. Belderbos, K. Fukao, Y. G. Kim et H. U. Kwon, "Buyers, Suppliers, and R&D Spillovers", *RIETI Discussion Paper Series* n°15e047, 2015.

de la politique industrielle dans un environnement libéralisé et financiarisé¹²³. Loin de toute forme de dirigisme, le Ministère de l'économie, du commerce et de l'industrie (METI) expérimente déjà, en étroite relation avec divers acteurs tels que les entreprises, les universités, les centres de recherche publique, les collectivités locales et des associations la promotion de nouvelles formes de collaboration. Cette politique est déjà effective à travers la mise en place de clusters ou de consortia sur des thèmes décidés conjointement avec les acteurs ; elle peut être encore renforcée par la mise en place d'un cadre (légal, industriel) visant à éliminer les obstacles à la collaboration tels que le manque de confiance ou de règles concernant la propriété intellectuelle. Il y a là des marges de manœuvre en termes de politique économique qui peuvent être valorisées.

3.4. Re-segmentation du marché du travail et montée des inégalités

Plusieurs éléments attestent de la montée des inégalités au Japon au cours des vingt-cinq dernières années, ce qui dément le scénario parfois avancé d'une stagnation heureuse. Est-ce que les inégalités sont aussi un des facteurs qui ont conduit à ancrer une croissance plus faible? Nous pensons en effet que c'est le cas à la fois parce qu'elles dépriment la consommation des ménages avec la plus forte propension à consommer et que, sans être la cause première de la déflation, elles contribuent à l'enraciner.

La croissance des inégalités

Plusieurs indicateurs attestent de la montée des inégalités au Japon: (1) la croissance du coefficient de Gini, (2) une augmentation de la pauvreté absolue, (3) une montée des emplois dits "non-réguliers"- une catégorie japonaise qui regroupe les emplois à temps partiels et les emplois contractuels à durée limitée. La trajectoire du Japon en matière d'inégalités est exceptionnelle par rapport à des pays comparables. Elle constitue aussi un élément emblématique de la "grande transformation" que le capitalisme japonais a connu depuis le début des années 1980. Deux autres indicateurs, le taux de chômage et les inégalités mesurées par la fraction des plus haut revenus ont certes également connu une augmentation, mais sans comparaison avec ce qui a été observé en Europe et aux Etats-Unis sur la même période (cf. graphique 10).

Du côté des évolutions témoignant d'une dégradation, le coefficient de Gini sur le revenu avant redistribution est passé de 32% au milieu des années 1980 à 42% au milieu des années 2000¹²⁴. Le Japon était parvenu jusque dans les années 1970 à concilier efficacité économique et équité, avec un coefficient de Gini après redistribution comparable à celui de la Suède, un des plus bas des pays de l'OCDE.

¹²³ S. Lechevalier, P. Debanes, et W. Shin, "Financialisation and Industrial Policy. Comparing Japan and Korea", in *Structural Change and Economic Dynamics* (Numéro spécial "Frontiers of industrial policy: structures, institutions, and policies", co-dirigé par A. Andreoni, H.-J. Chang & R. Scazzieri), Volume 39, à paraître, 2016.

¹²⁴ Enquête sur les conditions de vie du Ministère de la santé, du bien-être et du travail, 2011.

De plus, contrairement à la Suède, ce bon résultat provenait principalement de la distribution primaire des revenus plutôt que de la progressivité de la politique fiscale. La situation s'est cependant progressivement dégradée, les inégalités de salaires au Japon dépassant la moyenne de l'OCDE depuis le milieu des années 2000. Cette tendance s'est depuis stabilisée mais la perception de la montée des inégalités s'est renforcée¹²⁵. Parallèlement la part des personnes en état de pauvreté relative a augmenté de 12% en 1985 à 16% en 2009, le Japon étant le pays de l'OCDE ayant connu l'augmentation la plus forte de cet indicateur sur cette période¹²⁶. La part des travailleurs "non-réguliers" a progressé de 15% dans les années 1980 à 35-40% aujourd'hui et ces emplois représentent plus de 80% des emplois créés.

Du côté des évolutions pour lesquelles le Japon fait relativement mieux que les autres pays de l'OCDE malgré une détérioration, on peut prendre deux exemples. D'une part, le Japon n'a pas connu de chômage de masse, le taux maximal enregistré étant de 5,4% en 2002, selon des modalités de calcul tout à fait comparable à la France. D'autre part, la fraction des hauts revenus qui est restée relativement stable depuis trente ans, avec seulement une augmentation modeste sur les dix dernières années au regard des évolutions enregistrées aux Etats-Unis, tel que montré par C. Moriguchi et E. Saez¹²⁷.

Graphique 10: Taux de chômage et mesure des inégalités

La dynamique du travail au cœur de la croissance des inégalités

Comment expliquer ces résultats contrastés sur les inégalités au Japon? Une approche se concentrant sur les hauts revenus et mettant en avant l'écart entre le taux de croissance et le taux de rendement du capital ne parvient pas à rendre compte des évolutions les plus récentes, alors qu'elle parvient à bien expliquer la trajectoire japonaise sur un siècle jusqu'au milieu des années 1970¹²⁸. Pour la période récente en revanche, le travail joue un rôle beaucoup plus important que le capital pour expliquer la montée récente des inégalités au Japon. De même, nos travaux empiriques conduisent à minimiser l'impact du vieillissement de la population – comme avancé par F. Ohtake¹²⁹ – ou l'explication classique par l'impact du progrès technique biaisé.

¹²⁵ D. Chiavacci et C. Hommerich (ed.), *Social Inequality in Post-Growth Japan: Transformation during Economic and Demographic Stagnation*, Routledge, 2016.

¹²⁶ D. Chiavacci et C. Hommerich, 2016, op. cit.

¹²⁷ C. Moriguchi et E. Saez, "The evolution of income concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from Income Tax Statistics", *The Review of Economics and Statistics*, 2008.

¹²⁸ Voir T. Piketty, *Le capital au XXI^e siècle*, Editions du Seuil, 2013 ; Moriguchi C. & E. Saez, op.cit.

¹²⁹ F. Ohtake, *Nihon no Fubyoudou (Les inégalités au Japon)*, Nihon Keizai Shimbun (en japonais), 2005.

La re-segmentation du marché du travail depuis les années 1980 est selon nous l'explication principale de la montée des inégalités.¹³⁰ Elle comporte trois blocs qui sont présentés dans le tableau 4 et expliqués successivement dans la suite.

(1) Le premier bloc concerne le marché du travail, qui constitue à proprement parler la matrice des inégalités. L'évolution de la structure de celles-ci doit être étudiée en prenant en compte les caractéristiques des entreprises et celles des individus. Nous avons montré dans plusieurs travaux que ce sont ces dernières qui comptent pour expliquer la montée des inégalités de plus plusieurs décennies¹³¹. Ainsi, alors que celles-ci pouvaient s'expliquer dans les années 1970 par un clivage entre les hommes et les femmes, on observe à partir des années 1990 une montée des inégalités intra-groupes en fonction du point de vue de la variable sexe, c'est-à-dire entre les hommes d'une part et entre les femmes d'autre part. De même, le niveau d'éducation ne joue pas un rôle déterminant. Quant à l'âge, plusieurs indicateurs – tels que le taux d'emploi non régulier – montrent que ce sont les jeunes qui sont principalement touchés par la crise du marché du travail. Cependant, les travaux de Y. Genda entre autres concluent qu'il n'y a pas d'effet cicatrice des conditions d'entrée sur le marché du travail et qu'on ne peut pas parler de génération perdue¹³².

(2) Dans ces conditions, il faut regarder du côté des caractéristiques des firmes. Les déterminants des inégalités sur le marché du travail japonais se trouvent au niveau de la dynamique des firmes. Ce second bloc de notre explication analyse à proprement parler la re-segmentation du marché du travail. Il est nécessaire ici de faire un détour historique. Dans les années 1950, les inégalités salariales étaient relativement élevées dans le contexte d'un marché du travail dual : la ligne de clivage est déjà alors suivant deux types d'entreprises, les grandes et les petites, et l'écart de productivité du travail et de salaire au Japon entre ces deux types d'entreprise est alors 3 ou 4 fois plus important qu'aux Etats-Unis ou au Royaume-Uni suivant les mesures. Par la suite, à partir des années 1960, dans un contexte de faible chômage et d'une demande de travail excédentaire à l'offre de travail, on a assisté à une forte diminution de cette forme d'inégalités salariales, ce qui correspond à une période de dé-segmentation. Cette période prend fin dans les années 1990, avec une croissance de la dispersion de la productivité et des salaires entre les firmes japonaises. la spécificité est que cet écart croissant est observé pour des firmes de taille similaire et appartenant à des secteurs identiques. Autrement dit, cette re-segmentation s'opère sur la base de nouvelles lignes de clivage que seule une étude approfondie de la dynamique industrielle au niveau microéconomique peut nous aider à comprendre.

(3) Reste à déterminer l'origine de l'hétérogénéité des entreprises (troisième bloc du schéma ci-après). On a vu précédemment qu'elle tient moins à l'impact du

¹³⁰ S. Lechevalier "The 'Re-segmentation' of the Japanese labor market. Investigating the impact of industrial dynamics", Keio University Panel Data Research Center, Discussion Paper n°2014-001, 2014.

¹³¹ S. Lechevalier "The 'Re-segmentation' of the Japanese Labour Market: Investigating the Impact of Industrial Dynamics" in D. Chiavacci et C. Hommerich, 2016, op. cit.

¹³² Y. Genda, *A Nagging Sense of Job Insecurity. The New Reality Facing Japanese Youth*, Tokyo, The International House of Japan, 2005.

progrès technique qu'à celui de l'internationalisation de l'économie japonaise et du processus de libéralisation dans une économie décentralisée. Ce dernier point implique qu'il est essentiel de mettre en place des mécanismes de coordination pour réduire les inégalités.

Tableau 4: Dynamique des inégalités

L'impact négatif des inégalités sur la croissance

L'impact négatif des inégalités sur la croissance n'est pas un thème nouveau mais il connaît un regain d'intérêt – dont témoignent plusieurs publications importantes¹³³ – dans un contexte où, en moyenne, l'écart entre les plus riches et les plus pauvres a atteint son niveau le plus élevé depuis 30 ans.

De ce point de vue, le Japon est un cas d'école, même si les mécanismes à l'œuvre sont parfois différents de ceux mis en avant par la littérature. On retrouve ainsi un impact négatif sur le capital humain agrégé de l'incapacité de la fraction croissante des plus pauvres d'investir dans leur éducation. Mais ce n'est peut-être pas là l'essentiel et trois autres mécanismes nous semblent particulièrement importants pour expliquer la dynamique de la croissance et des prix depuis les années 1990. Tout d'abord, la stagnation des salaires a contribué à enraciner la déflation, même si elle n'en est pas la cause principale. Ensuite, la fraction des travailleurs les moins riches, donc avec la propension à consommer la plus forte, a vu son revenu relatif diminuer. En l'absence de filet de sécurité sociale fort comme les pays européens, cela a contribué à déprimer la demande interne. Cette situation a freiné la transformation du régime de croissance avec une contribution plus importante de la consommation. La pauvreté et les inégalités constituent ainsi un véritable frein structurel à la croissance.

Enfin, il ne faut pas négliger l'impact négatif de la perception subjective des inégalités. S. Lechevalier et O. Rouhban montrent ainsi que les japonais ont tendance à surestimer la montée des inégalités. De plus, par contraste avec les Etats-Unis mais de façon assez similaire avec la France, cette évolution des inégalités entraîne un sentiment d'anxiété, y compris chez les couches plus favorisées¹³⁴. De fait, plusieurs enquêtes internationales d'opinion placent les japonais, dont l'enquête conduite par Gallup – et notamment les plus jeunes d'entre eux – parmi les plus pessimistes du monde, juste un peu derrière les français. Parmi les facteurs avancés pour justifier ce pessimisme figurent en bonne place la crainte de la pauvreté et la montée des inégalités. Cela rend difficile toute

¹³³ M. Spence dir., *The growth report: strategies for sustained growth and inclusive development*, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, 2008; R. Rajan, *Fault Lines: how hidden fractures still threaten the world economy*, Princeton University Press, 2010; J. Stiglitz, *The Price of Inequality*, W.W. Norton, 2013; F. Cingano "Trends in income inequality and its impact on economic growth", OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 163, OECD Publishing, 2014.

¹³⁴ S. Lechevalier et O. Rouhban, "Revisiting cross-national variations in preference for redistribution. Attitudes to inequalities, social beliefs, and welfare systems", Discussion Paper Series of the CEAJP, DP n°16-01, 2016.

projection dans l'avenir pour une partie de la population, ce qui peut affecter négativement la croissance, même s'il est difficile de le mesurer à ce stade.

4. Les Abénomics, une innovation de politique économique?

Depuis leur lancement en 2012, les Abénomics ont attiré l'attention bien au-delà du Japon. Les raisons de cet intérêt sont multiples. Une première est qu'elles interviennent tout d'abord dans un contexte particulier au Japon, après vingt ans de politiques économiques qui ont été critiquées plus ou moins à juste titre et quinze ans après une entrée en déflation dont le Japon peine à sortir. Elles constituent ensuite une tentative de formalisation d'un ensemble de politiques cohérentes, en partie pour des raisons de marketing politique, mais aussi pour des raisons d'efficacité, avec une hiérarchisation des priorités, des moyens et des objectifs et la fixation d'un calendrier. Une deuxième raison est que les Abénomics constituent un contre-exemple frappant de volontarisme, qui s'oppose au contexte général d'impuissance du politique et surtout de décalage entre les promesses électorales et le contenu des politiques menées souvent en contradiction avec ces dernières. M. Abe a présenté des engagements clairs au moment des échéances électorales, et s'est efforcé de tenir ces engagements. A titre d'illustration, P. Krugman, un commentateur critique de la politique japonaise des années 1990, est notamment particulièrement élogieux: "ce qu'il y a de vraiment remarquable dans les Abénomics - la combinaison d'un stimulus monétaire et budgétaire - est qu'aucune économie avancée n'essaie quelque chose de semblable"¹³⁵. De contre modèle, le Japon devient un modèle.

L'expérience des Abénomics a aussi attiré l'attention en Europe, où, dans un contexte de stagnation économique persistante dans une majorité de pays, des débats vifs ont lieu concernant les politiques monétaires et budgétaires mais aussi la stratégie de croissance. On peut noter l'ironie du paradoxe de voir les partisans d'une "autre politique" en Europe vanter les mérites d'une politique économique mise en œuvre par un gouvernement conservateur hors de l'Europe. L'inspiration de M. Abe est aussi très loin de celle de ses admirateurs européens, puisqu'elle vient du monde médiéval japonais des royaumes combattants (la solidité d'un faisceau de "trois flèches" opposé à la fragilité de chacune d'entre elles, une anecdote qui est aussi le point de départ du film *Ran* d'Akira Kurosawa en 1985), ou de la rhétorique de la dame de fer, M. Abe concluant ainsi une allocution à Londres en 2013 par un acronyme qu'il emprunte à Mme Thatcher: TINA, "There Is No Alternative".

Dans cette partie nous répondons successivement à une série de questions. Que sont les Abénomics ? Constituent-ils une innovation de politique économique, et, dans ce cas, en quel sens ? Quel bilan en faire au bout de trois ans ? Quelles leçons peut-on en tirer et dans quelle mesure est-il souhaitable de les importer ?

¹³⁵ P. Krugman, "Japan the Model", blog du New York Times, 23 mai 2013.

4.1. Projet politique, projet économique

L'économie au service d'un projet politique

Les Abénomics ne sont pas une expérience économique en laboratoire. Autrement dit, il ne s'agit pas d'une politique économique indépendante de son contexte. La dimension politique de ce dernier est également particulièrement importante, avec des élections parlementaires quasiment chaque année. L'économie mondiale est dans une phase favorable de reprise, mais à un rythme cependant plus lent qu'anticipé antérieurement et à un niveau plus faible qu'avant la crise. Les Abénomics ont aussi pu bénéficier de la baisse de l'aversion au risque mondial avec la sortie graduelle de crise en Europe, qui a pu contribuer à déprécier le yen. Enfin, compte tenu du rôle supposé de catalyseur des accords commerciaux en cours de négociation, une partie des résultats dépendent aussi de l'état de la conjoncture des partenaires américains, asiatiques, ou européens du Japon.

Comme on l'a mentionné, l'expérience des Abénomics a particulièrement intéressé les partisans d'une autre politique en Europe. Or, cette stratégie non conventionnelle de politique économique ne fait pas de M. Abe le héraut de cette alternative. L'encadré 2 présente son idéologie ainsi que les autres dimensions de sa politique, qui ne saurait se réduire à l'économie¹³⁶.

Il est également important de comprendre les origines intellectuelles des Abénomics. Les politiques économiques suivies par M. Abe redéfinissent en effet les débats classiques sur la politique économique au Japon mais aussi, potentiellement, dans le reste du monde : l'accent doit-il être mis sur une politique de demande au risque d'aggraver la dette publique ou sur une politique de l'offre potentiellement récessive dans le court-terme ? La déflation est-elle d'origine réelle ou d'origine monétaire ? Faut-il consolider les finances publiques ou mener une politique de relance budgétaire ? Entre les différentes analyses de la crise japonaise, du bilan des politiques économiques depuis plus de 20 ans, et de l'état de l'économie dans la période troublée qui s'ouvre après le choc de 2008, les Abénomics font des choix tranchés ou au contraire semble essayer de maintenir un équilibre entre des opinions contradictoires. C'est pendant sa traversée du désert entre la fin de son premier mandat en 2006 et son retour au pouvoir six ans plus tard, que M. Abe a consulté un certain nombre d'experts en politique économique qui ont contribué aux débats ci-dessus. Parmi eux, on peut citer Y. Takahashi, un ancien haut fonctionnaire du Ministère des finances, ou K. Hamada, professeur d'économie à l'université de Yale, à qui on attribue habituellement la paternité de l'expression "Abénomics" et surtout les recommandations en termes de politique monétaire non conventionnelle. Via K. Hamada, M. Abe a eu accès aux débats américains sur la politique économique au Japon, sans que l'on puisse cependant attribuer directement la paternité de mesures précises à des économistes tels que P. Krugman, un commentateur régulier des développements au Japon.

Graphique 11: Marchés financiers

¹³⁶ S. Lechevalier, "Ce surprenant Shinzo Abe ", *Le Monde*, 5 mai 2014.

Encadré n°2 : Qui est M. Abe ?

Le fait que M. Abe, qui a étudié les sciences politiques à l'université Seikei, donne son nom à un ensemble de politiques économiques a surpris plus d'un observateur tant M. Abe est loin d'avoir construit sa réputation sur son intérêt pour l'économie, comme le montre son premier mandat de premier ministre en 2006-07. L'intuition de M. Abe a été de prendre en compte les aspirations prioritaires des citoyens japonais en mettant l'accent sur le redressement de l'économie avant de chercher à atteindre ses propres objectifs prioritaires, qui concernent avant tout la politique internationale et la politique de défense du Japon.

M. Abe était surtout connu pour ses positions parmi les plus nationalistes des membres de son parti, le PLD, qui constitue une vaste coalition d'individus aux idées diverses et dont le lien idéologique est principalement celui du conservatisme politique. M. Abe lui-même dans diverses entretiens et surtout dans son livre *Utsukushii kuni e* (Vers un magnifique pays) explique les fondements de son idéal politique qu'il relie à sa propre histoire familiale, en premier lieu la figure du grand-père maternel, N. Kishi, qui fut premier ministre de 1957 à 1960 après avoir été emprisonné comme suspect de crime de guerre dit de « classe A » (fauteur de guerre) entre 1945 et 1948. Dans la lignée de son grand-père, son objectif ultime est de tourner la page de l'après-guerre et de redonner une fierté nationale aux japonais. Cela passe par la réforme de l'éducation, une diplomatie plus forte et la suppression des restrictions pacifistes pesant sur l'armée. Lors de son premier mandat, il avait fait voter des modifications importantes à la loi fondamentale sur l'éducation afin de pouvoir introduire dans les écoles l'enseignement du patriotisme, le salut au drapeau et le chant de l'hymne national.

Depuis 2012, cette dimension nationaliste se traduit notamment par des visites de plusieurs personnalités du gouvernement et du PLD au sanctuaire Yasukuni – où sont célébrés les morts japonais des guerres passées, y compris ceux qui ont été reconnus comme criminels de guerre suite à la Seconde guerre mondiale - et par des déclarations révisionnistes de proches d'Abe (par exemple sur l'esclavage sexuel dit des « femmes de réconfort » organisé par l'armée japonaise dans la partie de l'Asie occupée par le Japon). M. Abe, qui n'avait pas visité ce sanctuaire au cours de son premier mandat l'a visité une fois en trois ans, fin 2013. Les tensions avec la Chine et la Corée, antérieures à l'arrivée de M. Abe au pouvoir et qui ont d'ailleurs contribué à son retour à la tête de son parti en 2012, ont été accrues, ce qui tranche avec son premier mandat où il avait plutôt contribué à apaiser ces tensions par rapport à son prédécesseur, M. Koizumi. Après deux ans sans rencontre de hauts niveaux, les dirigeants japonais, chinois et coréens ont finalement repris prudemment ces rencontres courant 2015.

Ces caractéristiques nationalistes étaient présentes dans le programme de M. Abe lors de la campagne électorale de 2012 dont le slogan était « Remettre sur pied le Japon ». L'économie occupait certes une place importante dans ce programme avec les Abénomics. Étaient également mises en avant l'adhésion du Japon au processus de négociation de l'Accord de partenariat trans-pacifique (TPP), ce qui dépasse la sphère proprement économique, ainsi que la relance progressive des centrales nucléaires, qui avaient été arrêtées à la suite de l'accident nucléaire de Fukushima.

Deux mesures en particulier ont occupé les débats publics et mobilisé une partie de l'opinion. D'une part, les tentatives de réviser la Constitution, notamment son article 9, qui restreint fortement la nature et les formes d'action des forces armées japonaises, ce qui a conduit finalement à une « réinterprétation » de la Constitution. D'autre part, l'introduction d'une loi sur les secrets spéciaux mettant en place des sanctions exceptionnelles pour la divulgation de secrets qualifiés de spéciaux et dont la définition est laissée à la discrétion des ministères.

L'histoire nous dira si l'on peut classer Abe parmi les premiers ministres les plus importants du Japon depuis 1945. Si tel est le cas, on peut prédire que cela sera moins pour sa politique économique, qu'elle réussisse ou non, que pour sa politique internationale, qui aura contribué à tourner définitivement la page de la Seconde Guerre Mondiale, mais au prix de tensions avec ses voisins chinois ou coréens.

Trois ruptures économiques

La politique économique menée depuis décembre 2012 par M. Abe présente trois ruptures par rapport aux politiques antérieures: (1) la politique économique est la priorité de la politique gouvernementale, tout en étant au service d'un projet nationaliste; (2) l'articulation conjointe des trois instruments de politique économique est mise en avant; (3) enfin une nouvelle direction en matière de politique monétaire est donnée. En rupture avec la pratique de ses prédécesseurs, cette politique ne constitue cependant pas une révolution par rapport aux politiques économiques mises en œuvre dans les autres pays de l'OCDE.

La première rupture est ainsi l'accent mis sur l'économie comme priorité du Premier ministre. Les premiers ministres qui ont précédé M. Abe avaient des priorités soient plus ciblées, soit non centrées sur l'économie. Par exemple, l'accent principal a porté sur la relance budgétaire pour M. Obuchi (1998-2000) ou M. Aso (2008-09); la renégociation du statut des bases militaires américaines pour M. Hatoyama (2009-10); la préparation de l'augmentation de la taxe à la consommation et la politique énergétique après le séisme pour M. Kan et M. Noda (2010-2012). Les deux premiers ministres antérieurs avec des agendas plus larges sont M. Hashimoto de 1996 à 1998 (libéralisation financière, consolidation budgétaire, réforme administrative, et indépendance de la banque centrale) et M. Koizumi de 2001 à 2006 (assainissement du secteur bancaire - présenté initialement comme un "plan anti-déflationniste"; réforme de la poste; réforme des collectivités locales en 2003 et des retraites en 2004 après l'abandon en 2002 d'un plan ciblé d'assainissement des finances publiques).

M. Abe lui-même, lors de son premier mandat de 2006-07, dans un contexte économique de reprise, avait mis l'accent sur la politique étrangère et la réforme de la constitution. Ce point reste important pour M. Abe, mais compte tenu de l'importance accordée par les électeurs à la situation économique, il a aussi fait campagne sur l'économie lors des deux élections de 2013 et de 2014. M. Abe a ainsi su maintenir une cote de popularité de plus de 45% au bout de deux ans, ce que seul l'un de ses prédécesseurs avait réussi, mais sa popularité a aussi souffert lors de chacune de ses initiatives sur la constitution ou sur les libertés civiles - et est remonté quand il se consacre de nouveau à l'économie. Le poids consacré à

l'économie est aussi illustré par la création - ou la revitalisation - de trois organes consultatifs: le Conseil de politique économique et budgétaire (CEFP), auxquels il participe régulièrement, ainsi que le Conseil sur la compétitivité industrielle (CIC), et le Conseil pour la réforme réglementaire (CRR). M. Abe s'appuie sur les réformes faites par ces prédécesseurs, notamment la centralisation de la décision sous l'autorité du premier ministre impulsée par la réforme administrative de M. Hashimoto et mise en œuvre de façon aboutie par M. Koizumi.

Une seconde rupture réside dans l'articulation conjointe des trois piliers (les "trois flèches") de la politique économique, qui se décline aussi en adjectifs: politique budgétaire "flexible", politique monétaire "audacieuse", politique de croissance tournée vers l'investissement privé. Comme on l'a vu précédemment, les trois piliers de politique économique ont constitué le plus souvent des actions indépendantes voire contradictoires car non coordonnées par les acteurs différents en charge de chacun d'entre eux: par exemple, la Banque du Japon, qui défendait la thèse d'une déflation d'origine non-monnaire alors que M. Shirakawa était le gouverneur (2008-2013), considérait la mise en œuvre de réformes structurelles comme une précondition à une politique monétaire plus active. Les Abénomics au contraire insistent sur la complémentarité fondamentale entre les différentes dimensions de la politique économique, avec une priorité donnée au retour de la croissance dans un contexte déflationniste. Cette complémentarité est illustrée aussi par l'évolution des slogans politiques depuis dix ans: "des réformes sans vaches sacrées" (Koizumi), "pas de consolidation sans croissance" (Abe, premier mandat), "passer du béton aux individus" (Hatoyama, allusion à la réorientation des dépenses des travaux publics vers les dépenses sociales). Les "trois flèches" sont devenus le slogan des Abénomics début 2013 après les élections.

S'il n'y a pas à proprement parler une révolution, il y a là une mise en œuvre originale et explicite à travers la métaphore des trois flèches. Les politiques monétaire et budgétaire sont conçues comme des politiques permettant de gagner des marges de manœuvre, mais M. Abe reconnaît que le succès de sa stratégie à long-terme dépend de la croissance potentielle. La coordination entre les deux piliers de la politique contracycliques a été facilitée par le calendrier et le remplacement du gouverneur de la Banque du Japon à l'issue de son mandat en mars 2013. Quatre mois après la formation du gouvernement, M. Kuroda, favorable à la politique de M. Abe, succède ainsi comme gouverneur à M. Shirakawa.

La troisième rupture porte en effet sur la politique monétaire. Depuis son indépendance en 1997, la Banque du Japon a été dirigée par trois gouverneurs issus de l'institution, avec une grande continuité au niveau du personnel dirigeant. Elle a su maintenir la stabilité financière dans un contexte difficile marqué par de nombreuses crises de nature diverse (bulle Internet en 2001, choc Lehman en 2008, ou séisme en 2011). Comme déjà souligné dans la deuxième partie, elle a en revanche manqué de manière régulière son objectif au niveau de l'évolution des prix, en partie en raison d'une politique particulièrement prudente. Jugeant que la déflation était principalement d'origine structurelle plutôt que monétaire, la banque centrale a été réticente à mettre en œuvre une politique monétaire expansionniste en l'absence de consolidation budgétaire, au risque d'être perçue comme contribuant à la monétisation de la dette publique. Dans ce contexte, la politique monétaire devait suivre et non pas précéder les réformes structurelles et la consolidation budgétaire. M. Kuroda a inversé cette proposition. Les annonces de

M. Abe pendant la campagne électorale puis la pression sur la banque centrale n'ont pas été sans conséquence sur l'indépendance *de facto* de celle-ci. Si le calendrier, qui a permis la nomination de M. Kuroda, n'avait pas été aussi favorable, on peut parier qu'une réforme institutionnelle aurait pu être envisagée.

S'ils sont innovants par rapport aux pratiques antérieures, les Abénomics constituent cependant d'une certaine manière simplement la mise en œuvre d'une meilleure coordination des politiques et correspondent, dans leur composante monétaire, aux recommandations d'un grand nombre d'économistes au lendemain du choc Lehman, même si cela a été mis en œuvre de façon incomplète ou seulement tardivement aux Etats-Unis ou en Europe. En termes de conception, les volets budgétaires et structurels restent conventionnels. La politique de croissance notamment a une grande proximité avec les diagnostics et les remèdes proposés antérieurement, mais l'importance est dans la mise en œuvre effective de ces mesures.

4.2. Les trois flèches en pratique

Sortir de la déflation

Lors de la campagne électorale de 2012, M. Abe a souhaité un changement radical de politique monétaire et a lancé un certain nombre de propositions telles une cible d'inflation de 2-3 %, la révision de la loi organique de la Banque du Japon, ou le financement monétaire direct des emprunts pour les investissements publics. Avant même son élection et la nomination d'un nouveau gouverneur, ces changements monétaires attendus ont contribué en six mois à une dépréciation du yen de 25 %, soit plus des deux-tiers de la dépréciation totale depuis trois ans. Compte tenu du poids des exportateurs dans les indices boursiers, l'indice Nikkei a progressé sur la période de plus de 50 %.

Le changement de politique monétaire se fait cependant de manière effective lors de la nomination d'un nouveau gouverneur, M. Kuroda. La nouvelle politique monétaire est appelée "Expansion quantitative et qualitative" (QQE). Le changement porte tant sur la conception de la politique monétaire que sur les moyens mis en œuvre, deux points que nous développons successivement.

En matière de conception de la politique monétaire la prudence antérieure de la banque centrale tenait à plusieurs raisons (perception d'échec de l'expérience d'expansion quantitative de 2000 à 2006, conviction que les causes de la déflation sont structurelles, crainte d'une inflation élevée...). La position de la banque du Japon sur les limites des politiques non conventionnelles est aussi assez solitaire, et opposée au consensus des autres banques centrales, plus ouverts aux politiques non conventionnelles¹³⁷. La position de M. Kuroda est davantage en ligne avec les travaux plus récents sur la politique monétaire. Dans un discours de 2014 il cite lui-

¹³⁷ M. Joyce, D. Miles, A. Scott, et D. Vayanos, "Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – an Introduction", The Economic Journal, 2012.

même P. Krugman ou G. Eggertsson et M. Woodford¹³⁸ comme des justifications théoriques de son action: une politique d'expansion quantitative peut contribuer à sortir d'une situation de trappe à la liquidité telle que celle dans laquelle est le Japon depuis 1998.

En ce qui concerne les moyens mis en oeuvre, compte tenu de sa réticence en matière d'expansion quantitative, la Banque du Japon avait mis en œuvre de façon mesurée un certain nombre de mesures sous M. Shirakawa. Cette précaution se lit par exemple dans les déclarations officielles qui ont accompagné chaque mesure d'expansion sur les risques et l'incertitude concernant leur impact, ce qui a contribué largement à annuler celui-ci via les anticipations négatives des agents. M. Kuroda au contraire définit un nouveau cadre monétaire, avec un doublement de la masse monétaire sur un horizon de deux ans, pour atteindre un objectif d'inflation de 2 %.

La nouvelle politique repose sur trois canaux principaux pour sortir de la déflation: (1) la réduction des taux d'intérêts à long-terme; (2) l'augmentation des prêts et de l'investissement dans les actifs risqués; (3) le changement des anticipations. Le premier objectif doit être atteint via les achats de bons du Trésor - à hauteur de 6 % du PIB par mois, porté à 7% en 2014, ou par les achats de titres risqués (OPVCM indiciels ou titres de portefeuille immobilier). La réduction des taux d'intérêts contribue au second canal de transmission, qui conduit à une augmentation des prêts, de la croissance, et un retour de celle-ci vers le niveau de production potentielle. L'évolution des anticipations d'inflation enfin conduit indirectement à une baisse des taux d'intérêt réel et stimule ainsi l'investissement ; plus directement elle conduit également à une accélération de l'inflation.

Relancer et consolider

La politique budgétaire des Abénomics vise, selon le qualificatif officiel, la "flexibilité", un équilibre potentiellement ambigu entre consolidation budgétaire et politique de relance. La mesure phare de consolidation des finances publiques est la hausse de la taxe à la consommation mise en œuvre en avril 2014. Les mesures de soutien à l'activité sont reflétées dans plusieurs plans de relance, votés par exemple début 2013 pour amortir la hausse de la taxe à la consommation d'avril 2014. Enfin, trois budgets votés par le gouvernement Abe, de 2013 à 2015, contiennent aussi des indications sur l'orientation des finances publiques. La politique budgétaire a fait l'objet de nombreux débats entre ceux qui voulaient maintenir, retarder, ou allonger le calendrier d'augmentation de la taxe à la consommation. En même temps, le gouvernement a maintenu les engagements des gouvernements précédents de diminuer par deux le déficit primaire entre 2010 et 2015 et d'atteindre un surplus primaire en 2020.

Du point de vue de la consolidation, la hausse de la taxe à la consommation - dont nous avons vu dans la deuxième partie le rôle qu'avait joué une augmentation antérieure en 1997 - avait été préparée par le prédécesseur de M. Abe. La loi sur la sécurité sociale d'octobre 2012 prévoyait une augmentation en deux temps de la

¹³⁸ P. Krugman, op. cit., 1998; G. Eggertsson et M. Woodford, "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy", *Brooking Paper of Economic Activity*, 2003.

taxe à la consommation, de 5 à 8 % en avril 2014, en fonction du cycle économique six mois plus tôt, et une deuxième augmentation de 8 à 10 % en octobre 2015. Ces deux augmentations de la taxe à la consommation doivent rapporter respectivement 1,5 et 1,0 point de PIB de recettes supplémentaires. Si la première hausse de la taxe à la consommation a été appliquée comme prévue, la deuxième augmentation a en revanche été repoussée à mars 2017, suite à des résultats décevants en terme de croissance du PIB. Ce report illustre aussi une nouvelle fois les débats internes entre Keynésiens et partisans de l'orthodoxie budgétaire: les conseillers de M. Abe, comme K. Hamada, soutenu par P. Krugman, auraient convaincu le premier ministre d'accorder la priorité au soutien de la demande tout en retardant la consolidation des finances publiques.

Du point de vue de la relance, la période couvre aussi quatre plans de soutien conjoncturel, notamment un plan initial de relance début 2013 de 2,1 % du PIB, censé restaurer la confiance, mais aussi un plan en 2014 de 1,2 % du PIB pour amortir l'impact de la taxe à la consommation, un troisième plan fin 2014 de 0,7 % du PIB et un plan prévu pour début 2016 du même montant du PIB. Parallèlement, le gouvernement a déjà présenté quatre budgets annuels pour les années de 2013 à 2016). Les deux premiers budgets prévoyaient une augmentation des dépenses primaires de 3% en moyenne, le suivant une augmentation plus modeste de 0.5 %, le dernier une augmentation plus forte de 5%.

Graphique 12: Consolidation budgétaire et dette publique

Afin d'évaluer la nature de la politique budgétaire des Abénomics, il est utile d'utiliser de façon complémentaire deux outils traditionnels d'analyse: une analyse comptable de la contribution à la croissance du PIB de la consommation et de l'investissement publics à partir des comptes nationaux, qui porte uniquement sur le volet dépenses publiques; ainsi qu'une analyse en terme d'impulsion budgétaire (l'incrémentation du solde budgétaire structurel, calculé en annulant les effets conjoncturels du déficit budgétaire). Les estimations de solde budgétaire sont reprises de la base de données sur les Perspectives économiques mondiales du FMI et celles de contribution à la croissance des comptes nationaux.

Au total, le Japon a en moyenne mené une politique expansionniste de 2008 à 2011, mais avec une impulsion budgétaire de plus en plus faible. L'impulsion budgétaire est de 4 points de PIB en 2009, mais de seulement 0,4 points les deux autres années, suivi par une contraction budgétaire en 2012. La première année d'Abénomics en 2013 renverse la tendance à la consolidation avec une impulsion budgétaire plus forte de 0,4 point de PIB. Les deux années suivantes par contre sont marquées par des contractions budgétaires de l'ordre de 1,3 point de PIB, soit un niveau équivalent à celui moyen de 2004 à 2007. Ainsi, malgré l'ambiguïté du discours sur la "flexibilité" de la politique budgétaire, les Abénomics constituent avant tout une stratégie graduelle de consolidation des finances publiques. En même temps, la consommation et l'investissement publics ont joué un rôle important pour soutenir l'activité mais aussi pour amortir l'impact de la hausse de la taxe à la consommation, contribuant en moyenne depuis trois ans à 0,2 et 0,1 point de croissance, soit les 4/10 du total. Cette consolidation reste cependant à des niveaux qui très éloignés de ceux en Europe. La grande différence avec l'Europe est en effet l'horizon de la consolidation budgétaire : alors qu'il était initialement de quelques années en Europe, il se situe au delà de l'horizon 2020 au Japon, ce qui

est censé limiter les effets récessifs. La question du timing est ainsi essentielle pour différencier la consolidation au Japon et en Europe. Le report de la seconde hausse de la taxe à la consommation est une manière d'allonger ce calendrier pour ne pas pénaliser la consommation des ménages.

Sur la taxe à la consommation, il faut cependant noter que, outre la question de l'impact en termes de consolidation ou la question politique de l'acceptabilité de l'impôt, ce qui nous semble essentiel est que cette hausse devait corriger les inégalités intra-générationnelles. En moyenne, les générations des plus de 60 ans sont les bénéficiaires des transferts sociaux nets équivalents à 10 ans de revenus, tandis que les générations futures devront contribuer à environ 10 ans de revenus de plus qu'ils ne recevront pour financer les retraites des générations actuelles. En raison de la faiblesse de leurs revenus, les personnes âgées contribuent aussi peu à l'impôt sur le revenu. En revanche, en tant que consommateurs, ils sont assujettis à la taxe à la consommation. Cette dernière réduit donc les inégalités intergénérationnelles en réduisant le déficit futur du système des retraites et en augmentant la contribution des personnes âgées.

Réformer: "Just do it"¹³⁹

Un objectif important des Abénomics est d'augmenter le trend de croissance potentielle, à la fois pour amortir l'impact du choc démographique et celui de la consolidation des finances publiques, qui va avoir un impact récessif sur le PIB. Dans ce contexte de contraction démographique et de consolidation budgétaire, la vision dominante au Japon est très proche de celle Europe : l'augmentation de la croissance potentielle passe par des réformes structurelles améliorant la productivité ou la contribution des facteurs de production, par le développement d'accords de libre-échange, et par les créations d'entreprises¹⁴⁰. Ces recommandations sont relayées par les différents organes consultatifs, tels que le CEFP. De façon un peu plus originale, l'accent est mis sur un certain nombre d'autres mesures—telles l'augmentation du taux de participation des femmes (généralement préférée au recours à l'immigration...) ou la libéralisation du secteur agricole, compte tenu du poids plus élevé des subventions agricoles au Japon par rapport aux autres pays de l'OCDE. Le coût de la protection par rapport aux prix des produits agricoles (*PSE, producer support estimate*) est proche de 50% au Japon contre 30% en Europe et 15% aux Etats-Unis¹⁴¹. Quant au travail des seniors, c'est également une piste envisagée mais pour lesquels les marges de manœuvre sont plus limitées dans la mesure où le Japon se situe d'ores et déjà dans le peloton de tête des pays de l'OCDE de ce point de vue.

Un premier volet de réformes a été présenté par M. Abe en juin 2012, puis un second volet en juin 2013. Les mesures ont été nourries des discussions aux seins des trois conseils consultatifs (CEFP pour la politique économique, CIC pour la compétitivité industrielle, et CRR pour la réforme réglementaire) où se réunissent ministres, universitaires, hommes d'affaires (notamment les PDG de Rakuten, une

¹³⁹ L'apostrophe est reprise d'une intervention de T. Ito en janvier 2013, qui estimait que le diagnostic sur les mesures à prendre est concordant depuis une dizaine d'années et que "le Japon est à un moment Nike : 'Just do it' !".

¹⁴⁰ L'annexe 3 présente les principales mesures et leur mise en oeuvre.

¹⁴¹ OCDE, "Evaluation of Policy Reforms in Japan", OCDE, 2009, p. 35.

entreprise de commerce en ligne, ou de Lawson, une chaîne de distribution) mais sans représentant du monde du travail ou des consommateurs. Trois caractéristiques principales de la "stratégie Abe" méritent d'être soulignées: (1) Le commerce international y joue un rôle de catalyseur; (2) le gouvernement de M. Abe essaie de viser un équilibre entre des objectifs potentiellement contradictoires et des clientèles électorales potentiellement opposées; (3) enfin, à la différence des mesures de réforme des gouvernements antérieurs, il y a un effort sur le calendrier et des objectifs chiffrés.

La décision de rejoindre les négociations de l'accord trans-pacifique (TPP) est le plus souvent considérée comme un choix personnel de M. Abe. Cet accord couvre douze pays autour de l'arc pacifique, des Etats-Unis à certains pays de l'ASEAN y compris l'Australie et le Canada, mais sans la Chine ni la Corée. Le Japon avait failli rejoindre cet accord dès 2010, mais avait du renoncer en raison de l'opposition du lobby agricole. Le fait que le concurrent coréen ait signé plusieurs accords commerciaux au début de la décennie avec les Etats-Unis et l'Europe ou le risque de voir l'accord du TPP se conclure sans le Japon a pu donner un sentiment d'urgence au nouveau gouvernement. Alors que la majorité des parlementaires du PLD était hostile à cet accord et que le secrétaire général du gouvernement avait suggéré de retarder la décision au delà des élections de mi-2013, M. Abe avait dès sa rencontre avec son homologue américain M. Obama début 2013 annoncé son intention de rejoindre le TPP. L'annonce fin 2013 de la suppression programmée du prix réglementé du riz (malgré le maintien de droits de douanes élevés) a surpris favorablement plusieurs spécialistes des réformes agricoles qui s'attendaient à une poursuite de la paralysie. Finalement, le traité TPP a été signé en octobre 2015 et est actuellement en cours de ratification par les pays participants. Au-delà du TPP, le Japon poursuit aussi des négociations commerciales bilatérales ou régionales. Il a ainsi entamé des négociations pour un accord avec l'Union Européenne depuis 2013. Les discussions sont aussi en cours avec la Chine et la Corée pour un accord commercial tripartite - mais les tensions de ces deux pays avec le Japon ont tendance à enrayer le processus dont la composante politique est essentielle - ou avec les pays de l'Asean (RCEP), mais certains de ces pays sont déjà couverts par le TPP.

Du point de vue du commerce international, la politique de M. Abe s'inscrit dans la continuité des recommandations libérales des ministères favorables à l'ouverture commerciale comme le METI ou le MOFA. Si elles sont peut-être sans surprise d'un point de vue européen, elles tranchent cependant nettement avec les positions des autres membres du PLD, beaucoup plus attentifs aux demandes du socle traditionnel de son électorat. Dans le même temps, il est à noter que l'engagement du Japon sur cette voie est plus tardif et moins radical que celui de la Corée du Sud, dont la politique gouvernementale a pour axe principal depuis plus de dix ans le libre-échange. Les enjeux sont certes différents pour ces deux pays, ce dont témoigne la dépendance au commerce international tel que mesuré par le ratio entre la somme des exportations et des importations ramenées au PIB, qui est de 16% au Japon contre 53% en Corée du Sud.

Une deuxième caractéristique de la méthode de M. Abe porte sur la recherche d'un compromis politique. Même si la politique de M. Abe est clairement libérale, elle est tempérée par de nombreuses exceptions. Nous donnons ici trois exemples qui nous semblent significatifs. Le premier concerne l'agriculture. Alors que l'engagement de

M. Abe en faveur du TPP le conduit à tourner le dos à l'une des composantes du socle électoral traditionnel du PLD, il n'en est pas moins vrai qu'il a aussi vigoureusement défendu cinq exceptions à la libéralisation agricole (riz, blé, bœuf, produits laitiers, sucre), tout en faisant reconnaître aux Etats-Unis qu'ils avaient eux aussi leurs produits protégés. Un second exemple concerne le domaine de la santé et plus précisément l'industrie pharmaceutique et les réseaux de distribution. Alors que M. Mikitani, PDG de l'entreprise de vente en ligne Rakuten et membre du Comité pour la compétitivité industrielle, militait en faveur de la fin de toute restriction concernant la commercialisation des médicaments sur Internet, M. Abe a finalement arbitrée dans le sens des recommandations du Ministère de la santé en limitant cette mesure aux "produits classés sans risque". Ce type de positionnement, qui n'est pas systématiquement en faveur du patronat japonais, est relativement remarquable dans le contexte japonais. Il a ainsi utilisé sa proximité avec le patronat pour essayer de convaincre les grandes entreprises les plus profitables d'augmenter les salaires. Cet effort a commencé à donner quelques fruits en 2014 avec une augmentation modérée de la part variable des salaires et de façon plus significative en 2015 avec, pour la première fois depuis plus de 10 ans, une augmentation de la part fixe des salaires dans une entreprise comme Toyota. Cependant, cette augmentation vient après une longue période de stagnation et cette politique ne saurait remplacer les mécanismes institutionnels comme le *shunto*, qui témoignait du caractère constructif des relations entre le patronat et les syndicats, comme on l'a vu dans la troisième partie.

La troisième caractéristique de M. Abe est d'insister sur l'importance d'indicateurs de suivi des réformes. Cela contraste avec la pratique antérieure d'annonce d'objectifs, sans indicateur ni calendrier. Dans la pratique pour autant, seulement le tiers des objectifs sont quantifiés et datés. De plus certains d'entre eux paraissent irréalistes, en l'absence de mesures concrètes claires. Enfin, dans son bilan au bout de deux ans, le ministre de l'économie a communiqué plus sur des chiffres macroéconomiques que sur les objectifs opérationnels définis dans la stratégie officielle. Quant aux indicateurs mis en avant pour témoigner de la réussite de la politique choisie, ils ne sont pas toujours pertinents ou facilement interprétables. Ainsi, le Ministre de l'économie a insisté sur le niveau historiquement faible des faillites au Japon en 2014, ce qui n'est pas forcément à mettre sur le compte des Abénomics ni même à célébrer du point de vue de la dynamique industrielle ou du métabolisme de l'économie.

4.3. Succès et échecs des Abénomics

Les Abénomics, compte tenu de l'accent conjoint sur trois instruments et de l'implication personnelle du premier ministre, semblent ainsi justifier à la fois le baptême d'un programme économique du nom de son principal initiateur ainsi que l'enthousiasme initial qui les a accueilli début 2013. En même temps, nous pouvons aussi souligner certaines limites de ce programme et, trois ans après son lancement, en tirer un premier bilan. Les limites portent principalement sur le volet structurel de ce programme (la "troisième flèche") tandis que la discussion du bilan est centrée sur l'impact macroéconomique des politiques contracycliques (les deux premières flèches).

Critiques et limites

Les Abénomics sont une innovation, mais pas une révolution. D'une certaine manière, l'abondance des mesures de réforme rappelle qu'elles sont parfois le recyclage du catalogue de mesures des précédents gouvernements¹⁴², finalement proches d'un parti à l'autre, PLD ou PDJ. Cette ressemblance provient de leur origine commune dans les listes élaborées par différents ministères depuis trente ans. Même si un effort est fait pour donner plus de cohérence et d'imposer un calendrier, l'héritage du passé reste important. D'un point de vue français, la tentation est forte de faire ici un parallèle avec les trois cents mesures du rapport Attali de 2008 et la distance qui peut séparer un catalogue de mesures et leur mise en œuvre, après des débats, des négociations et des modifications, comme on le voit dans le cadre de la loi Macron de 2015.

Une autre critique porte sur l'engagement même de M. Abe sur ces réformes et la clarté de son message. Un bon exemple concerne la politique de promotion du rôle des femmes dans l'économie. M. Abe réitère l'objectif ambitieux de 30% de femmes dans des positions de direction d'ici 2020 (contre 9% actuellement et 20-25% en France et aux Etats-Unis), un objectif d'ailleurs initialement proposé en 2002 et maintenu inchangé. Il participe à plusieurs forums sur la promotion des femmes sur le marché du travail et favorise la promotion des femmes comme directeur général d'administration centrale. Il nomme aussi parmi les trois gouverneurs pour la télévision publique NHK une femme... qui, dès l'une de ses premières déclarations, fait part de sa conviction que la vraie place des femmes au Japon est de retourner au foyer. Ces déclarations d'intention sont aussi déconnectées des politiques de promotion de l'égalité homme-femme depuis le milieu des années 1980, des mouvements féministes qui les ont inspiré et des recommandations du Ministère de la Santé, du bien-être et du travail qui les a mises en œuvre¹⁴³.

D'une certaine manière, les Abénomics visent aussi parfois moins à la productivité que les performances financières. Ainsi, les mesures déjà mises en œuvre bénéficient en effet directement aux marchés financiers (comme la réforme du fonds de pension GPIF - équivalent du Fonds de réserve de retraite français mais avec un encours de 30 points de PIB contre 3 points en France, réforme de la gouvernance des entreprises, impact de la politique monétaire...). Si ces réformes sont louables, elles contrastent avec la faiblesse des mesures portant sur la productivité. Les perspectives de politique économique visant à re-coordonner l'économie japonaise sont quasiment absentes de cet agenda en faveur de la croissance. Certes, la politique publique en faveur de l'innovation s'inscrit dans la continuité des réformes passées qui visaient, entre autres, à favoriser la diffusion de l'innovation des entreprises les plus performantes vers les moins performantes via le développement de la coopération entre elles¹⁴⁴. On peut même dire que ces tendances sont renforcées avec la mise en place du Comité pour la compétitivité industrielle (CIC). Cependant, on ne voit pas émerger une

¹⁴² T. Hoshi, 2013, op. cit.

¹⁴³ M. Arai Misako et S. Lechevalier, « Japon. 20 ans de politiques de promotion de l'égalité hommes – femmes au travail », Chroniques internationales de l'IRES, 2004.

¹⁴⁴ S. Lechevalier, 2006, op. cit.

nouvelle ambition pour la politique industrielle, comme c'est le cas dans plusieurs autres pays¹⁴⁵.

Une dernière critique part du constat que le gouvernement Abe a été peu actif dans le domaine social, dans un contexte pourtant marqué par la poursuite de la montée des inégalités. Cet oubli dans l'agenda politique contraste fortement avec le volontarisme politique concernant les politiques monétaire et budgétaire ou la politique commerciale.... et tient à deux raisons principales. Une première vient de l'échec politique du parti de centre droit, le parti démocrate japonais (PDJ) au pouvoir de 2009 à 2012. Celui-ci avait mis l'accent dans ses discours sur la lutte contre les inégalités et la mise en place d'un nouveau système de sécurité sociale permettant de couvrir de nouveaux risques liés au travail et à la famille. Les résultats ont été pour le moins médiocre. Dans ce contexte, la stratégie électorale de M. Abe en 2012 a mis l'accent sur le retour de la croissance comme alternative à un programme de redistribution. Plus fondamentalement, la pensée sociale de M. Abe occupe une place très minoritaire dans son projet politique tourné essentiellement vers la politique étrangère et le rétablissement du Japon comme une puissance de premier plan d'un point de vue militaire. Certes, M. Abe est loin de représenter la tendance la plus libérale de son parti et il fait preuve de pragmatisme. Il a de fait pris ses distances avec son successeur, M. Koizumi (premier ministre entre 2001 et 2006) et ne partage pas sa représentation conflictuelle d'une société avec des gagnants et des perdants (*kachigumi / makegumi*). Pour autant sa politique économique et sociale ne vise pas à réduire le niveau des inégalités. C'est là peut-être l'une des faiblesses majeures des Abénomics, car les inégalités au Japon ont désormais un impact négatif sur la croissance. Cela explique également pourquoi le débat sur la politique fiscale au Japon est exclusivement centré sur la question des ressources financières de l'Etat et n'inclut pas la question de la redistribution. Ce point est apparu particulièrement crûment à l'occasion de la publication en japonais du livre de T. Piketty, *Le Capital au XX^e siècle*, et des conférences qui ont été organisées à l'occasion de sa visite au Japon début 2015. Les discussions autour de ses propositions de politique fiscale (progressivité de l'impôt ou redistribution) ont ainsi rencontré peu d'écho malgré le succès considérable du livre.

Impact macroéconomique

Les performances économiques sur une période courte de trois ans ont été assez volatiles. La croissance accélère sous l'impact de la relance budgétaire et monétaire en 2013 puis se contracte en 2014 en raison de l'augmentation de la taxe à la consommation mais le ralentissement surprend par sa durée. Après une reprise lente début 2015, le Japon connaît une nouvelle récession au milieu de l'année, finalement effacée par la révision des comptes nationaux. Au delà de la volatilité des indicateurs conjoncturels, nous nous concentrons ici sur deux variables: l'activité et l'inflation. Globalement, les Abénomics remplissent leur objectif de sortie de déflation. Le bilan est beaucoup plus contrasté sur la croissance. Dans tous les cas, les résultats sont inférieurs aux projections qui

¹⁴⁵ H-J. Chang, A. Andreoni, et M. L. Kuan, 'International Industrial Policy Experiences and the Lessons for the UK', in Hughes, A. (ed.), *The Future of UK Manufacturing: Scenario Analysis, Financial Markets and Industrial Policy*, e-book, London: UK-IRC, 2014.

étaient faites début 2013 qui prévoyaient un impact plus fort des Abénomics. Qu'est-ce qui explique cette différence?

Au niveau de l'activité, après une croissance du PIB de 1,6 % en 2013 sur l'année calendaire, le Japon a connu une croissance négative de -0.1% en 2014. Les deux années sont à considérer conjointement, la hausse de la taxe à la consommation en avril 2014 conduit à avancer les achats avant la hausse et à les déprimer après. Lors du dernier épisode d'augmentation en 1997, la contraction du PIB n'avait été que d'un trimestre et non de deux. Pour 2015, l'acquis de croissance au troisième trimestre (c'est-à-dire la croissance en supposant de manière conservatrice une constance du PIB au dernier trimestre de l'année) est de 0,6%.

Quatre variables qui sont en amélioration constante contribuent finalement modérément à la croissance (cf. graphique 13). Les deux principaux résultats immédiats des Abénomics ont été la forte croissance des cours boursiers (80% sur la période) et la dépréciation du yen de 40 % face au dollar (ou 30% en terme de taux de change effectif réel). Cependant la faiblesse des effets richesse au Japon limite l'impact de la bourse sur la consommation. La dépréciation du change contribue à l'augmentation des exportations, mais avec plus de retard que prévu. Une troisième amélioration favorable est la baisse continue du chômage, de 4,3 % fin 2012 à 3,1 % fin 2015. Mais l'impact de la baisse du chômage sur la croissance est contrecarré par la baisse des salaires réels, avec l'augmentation plus tardive des salaires par rapport aux prix, ou la ponction sur le revenu disponible lié à l'augmentation de la taxe à la consommation. Enfin la baisse continue du taux d'intérêts à long terme témoigne du succès de la politique monétaire et contribue à l'augmentation du crédit bancaire, mais la reprise de l'investissement est plus modeste. Ces influences contradictoires sur les principales composantes de la demande sont ainsi une raison principale des résultats finalement plus modestes au niveau de l'activité¹⁴⁶.

Graphique 13: Croissance du PIB et exportations

Les résultats sont plus favorables au niveau de l'inflation, même s'ils présentent là aussi une certaine fragilité et son bien en deçà des ambitions initiales de la Banque du Japon. Deux éléments rendent potentiellement difficile la lecture des chiffres d'inflation: l'impact temporaire de la hausse des prix à la consommation et le choc d'offre lié à la baisse du prix de l'énergie importée. Après une augmentation jusqu'au milieu de 2014, l'inflation a décéléré à partir de la seconde moitié de l'année puis est devenu négatif courant 2015. La Banque du Japon a décidé de changer son principal indicateur d'inflation, d'un indice hors produits frais à un indice hors nourriture et énergie, semblable à l'indicateur privilégié aux Etats-Unis. Est-ce la preuve que M. Kuroda a échoué dans son pari de sortir de la déflation?

Nous ne le pensons pas, et ce pour plusieurs raisons. Le Japon a eu en moyenne depuis 2013 une inflation modérée de 0,5 %, contre une déflation de 1% sur les cinq années de mandat du gouverneur Shirakawa. Compte tenu des biais de

¹⁴⁶ J. Hausman et F. Wieland, "Abenomics: Preliminary Analysis and Outlook", Brookings Papers on Economic Activity", 2014, et "Abenomics: An update", mimeo, 2015; ou T. Kiuchi, "Revisiting QQE", Banque du Japon, 2015

mesure de l'inflation ce résultat reste fragile. Pour autant, il convient de ne pas minimiser le changement de près d'un point et demi. D'autre part, le ciblage d'inflation ne doit pas être compris comme la réalisation chaque mois d'un certain niveau d'inflation mais un ancrage des anticipations d'inflation à un niveau plus élevé. Si les anticipations d'inflation des ménages présentent de nombreux biais (poids du passé, anticipations adaptatives, biais positif), l'analyse détaillée des enquêtes auprès des ménages suggère que ceux-ci prennent en compte désormais une inflation autour de 2% à moyen terme, avec une dispersion plus faible, ce qui traduit la clarification de l'objectif de la banque centrale. Les anticipations des économistes convergeant également vers une inflation plus élevée autour de 1% à un horizon d'un an. Enfin, la décélération de l'inflation courant 2015 provient majoritairement de la forte baisse du prix du pétrole. La tendance haussière est confirmée par contre en prenant l'indice hors énergie désormais privilégié par la Banque du Japon.. De ce point de vue, la sortie actuelle de la déflation nous semble plus durable que celle qui avait eu lieu à veille du choc Lehman, due alors principalement à l'impact de la hausse du prix du pétrole (cf. graphique 14).

Graphique 14: Bilan des Abénomics à l'été 2015

M. Kuroda semble donc avoir gagné son pari de sortir le Japon de la déflation, mais il n'a pas atteint celui d'atteindre une inflation de 2%. Malgré ces résultats encourageants, l'inflation reste en effet en deçà des objectifs initiaux, ce qui a conduit la Banque du Japon en octobre 2014 à renforcer son programme d'expansion quantitative, avec un nouveau volet baptisé "QQE II" en faisant passer l'augmentation annuelle de la base monétaire de 13 points de PIB à 16 points de PIB. La politique monétaire est depuis restée inchangée.

Premier bilan des Abénomics

Par rapport au calendrier initial, la stratégie des Abénomics a ainsi pris pour chacun de ses axes environ entre un à deux ans de retard. Ainsi, la seconde hausse de la taxe à la consommation a été repoussée de dix-huit mois même si le Ministère des finances maintient sa cible de consolidation des finances publiques de moyen-terme. Quant à la Banque du Japon, elle prévoit désormais d'atteindre sa cible d'inflation de 2% courant 2017 en non début 2015 comme prévu initialement. L'accord commercial TPP, que les plus optimistes voyaient conclu dès fin 2013, s'est aussi conclu fin 2015, mais reste en attente de ratification. Le succès final des Abénomics dépendra du comportement du secteur privé, une fois que les autorités monétaires et budgétaires auront établi un cadre macroéconomique plus prévisible (inflation modérée, consolidation graduelle des finances publiques) et une fois passé l'ajustement au changement de politique économique. Du côté des entreprises, le succès des Abénomics dépend d'une action plus significative en faveur des salaires et d'une baisse de l'épargne des entreprises au bénéfice de l'investissement. Du côté des ménages, les hausses futures d'inflation et d'imposition vont contribuer à éroder le revenu disponible brut, ce qui rend décisif l'augmentation des salaires nominaux.

Les Abénomics conduisent à des résultats satisfaisants par rapport au contrefactuel des politiques antérieures. Leur conception et leur architecture apparaissent globalement bonnes (malgré des déficiences, par exemple, en ce qui concerne la

lutte contre la pauvreté et les inégalités). Cependant, nous pouvons émettre deux réserves principales à ce satisfecit. D'une part, au niveau de la mise en œuvre, les Abénomics sont en deçà des objectifs initiaux et certaines des déclarations restent largement au niveau des bonnes intentions. D'autre part, au niveau des résultats, la sortie de la déflation et de la crise s'est révélée être beaucoup plus difficile que prévu. En particulier, la politique monétaire n'est pas une baguette magique qui peut tout résoudre d'un coup. Il ne suffit pas de corriger la surévaluation du taux de change pour relancer les exportations ; il en va de même pour l'augmentation du bilan de la banque centrale et de son impact sur la déflation. Surtout, la faiblesse des marges de manœuvre des autorités publiques en matière de réforme structurelle est confirmée. Selon nous, le succès final des Abénomics dépendra grandement de leur capacité à définir de façon jointe un modèle de croissance soutenable et un compromis social viable. Comme on va le voir dans la sous-section suivante, cette condition vaut également pour l'Europe.

4.4. Importer les Abénomics

Malgré ce bilan mitigé et des différences institutionnelles évidentes, la question de « l'importation » des Abénomics se pose selon nous, et ce pour au moins trois raisons. Tout d'abord, les Abénomics constituent une forme de volontarisme politique dont les pays européens pourraient s'inspirer. Ensuite, ils présentent un intérêt par leur recherche de cohérence et de hiérarchisation entre les différents outils de politique économique. Enfin, chacune des flèches des Abénomics, si elle n'est pas une innovation majeure, est dans une large mesure en accord avec les leçons tirées, avec retard en Europe, de l'après choc Lehman. De fait, importer les Abénomics signifierait que les gouvernements européens puissent tirer des leçons de l'expérience japonaise depuis le début des années 1990.

Le nouvel activisme des banques centrales

Un acquis de la crise japonaise – particulièrement visible avec les Abénomics – mais aussi de la crise de 2007-2008 est le nouvel activisme des banques centrales afin de dépasser le problème de la limite à zéro des taux d'intérêts nominaux. Cela passe notamment par une action sur le bilan des banques centrales, ce qui leur permet de se lancer dans l'assouplissement quantitatif. Cependant, ce n'est pas sans limite et doit faire l'objet de discussions explicites.

L'expérience japonaise en matière d'expansion quantitative est cependant une leçon en demi-teinte: la trop grande prudence des autorités monétaires, en 1994-99 et 2008-12, a contribué à la déflation, tandis qu'une politique active, en 1999-2006 et depuis 2012, si elle ne garantit pas une sortie durable et rapide de la déflation, permet du moins d'éviter une aggravation de la situation. De ce point de vue, le volet d'expansion quantitative annoncée par la BCE début 2015, semble intégrer cette conclusion. Intégrer une analyse sur le taux de change dans la définition de la politique monétaire peut aussi permettre d'éviter d'être pénalisé par un taux de change trop élevé, comme le Japon de 2008 à 2012.

Par ailleurs, la question du niveau de la cible d'inflation doit de nouveau être débattue. Le consensus des années 1970 et 1980 a débouché sur une cible à 2%. Toutefois, comme le souligne P. Krugman dans de nombreux articles, notamment dans sa contribution au livre de C. Teulings et R. Baldwin, aucune bonne théorie économique ne montre que cette cible ne doit pas être de 4%. Cependant, étant données les difficultés à atteindre la cible de 2% au Japon par une action purement monétaire, on peut être dubitatif sur cette préconisation à ce jour.

La difficulté de transposer ces conclusions au contexte européen tient principalement à des différences institutionnelles (notamment en ce qui concerne le statut de la BCE et la complexité de la monnaie unique) et historiques (la crainte d'une déflation en Europe est justifiée mais la BCE n'a pas encore eu à faire face à une telle situation). La politique monétaire mise en œuvre en Europe depuis le choc Lehman reflète ces différences, avec une politique d'expansion quantitative axée sur des segments de marché en difficulté, notamment le marché interbancaire de la zone euro. De fait une politique d'expansion quantitative dite "pure" axée sur l'augmentation du bilan de la Banque centrale européenne n'a été mise en œuvre que début 2015, contribuant à la dépréciation de l'euro.

L'exemple japonais offre aussi une leçon sur les limites et les risques de la politique monétaire. Par ailleurs, les craintes de monétisation de la dette publique ou de dérapage inflationniste et une crise de change, exprimée au Japon par la Banque du Japon sous M. Shirakawa ou les opposants à la politique de M. Kuroda et en Europe par les autorités monétaires allemandes, nous paraissent très exagérées. Dans un article, après une référence à l'hyperinflation allemande, M. Shirakawa suggère ainsi qu'"il est donc hautement probable qu'une accumulation de dette publique empêche à terme de préserver à la fois la stabilité du système financier et celle des prix."¹⁴⁷ La Banque du Japon a certes augmenté de manière importante ses achats de bons du Trésor japonais mais l'objectif reste la sortie de la déflation, non le financement monétaire du déficit public. Les taux longs sont restés aussi relativement stables, malgré un épisode de volatilité courant 2013 au moment du lancement de la politique de QQE, et un début d'augmentation début 2015, mais qui peut être lié de manière positive à l'augmentation des anticipations d'inflation.

La coordination des politiques en faveur de la croissance

Alors que les discussions budgétaires se concentraient sur la trajectoire budgétaire insoutenable dans le long terme, on assiste paradoxalement au retour de la politique fiscale comme outil de stabilisation dans le court terme avec la crise japonaise, puis avec la crise de 2008. Alors que la soutenabilité de la dette japonaise et que l'efficacité des plans de relance sont mises en doute, ce sont bien ces derniers qui se voient mis en avant, en particulier dans un contexte de trappe à liquidité.

Enfin, la trajectoire japonaise conduit à poser la question de la soutenabilité de la croissance. Le paradoxe est que les Abénomics, pourtant censés faire du retour de la croissance leur priorité, ne s'approprient pas ce questionnement, qui est plus

¹⁴⁷ M. Shirakawa, " Soutenabilité de la dette publique : conditions préalables à la stabilité du système financier et des prix", *Revue de stabilité financière de la Banque de France*, 2012

présent dans les stratégies de croissance américaines de l'après crise de 2008, comme cela apparaît par exemple dans le rapport de M. Spence, publié en 2010, *The growth report : Strategies for sustained growth and inclusive development*. Selon ce dernier, les deux clefs du point de vue de la croissance sont aujourd'hui la soutenabilité (environnement) et la distribution (inégalités). Par ailleurs, on assiste à un renouveau de l'intérêt pour la politique industrielle en Amérique du Nord et du Sud, en Europe et en Asie. Celui-ci ne date pas de la crise de 2007-2008 mais cette dernière a permis de valider la réémergence de l'idée selon laquelle l'Etat peut et doit intervenir au niveau de l'allocation des ressources afin de promouvoir la croissance comme le montrent les auteurs d'un numéro spécial de *Critique internationale* dirigée par P. Debanes et S. Lechevalier.¹⁴⁸

Comme on vient de le voir, le retour de la croissance passe en partie par une action budgétaire continue de l'Etat, tant que les blocages du côté de l'investissement et de la consommation ne sont pas dépassés, la difficulté principale résidant bien sûr dans l'identification du bon timing pour mettre un terme à cette action budgétaire. Concernant l'investissement, la clef est la question de la dette, et plus précisément, celle de la fin du désendettement et de l'accumulation de liquidités ; or, on a vu que les marges de manœuvre du gouvernement sont faibles dans ce domaine en dehors du succédané qu'est la relance budgétaire. Concernant la consommation, la question de l'endettement des ménages est également centrale dans le contexte japonais¹⁴⁹. Cependant, au-delà, on touche ici d'autres questions telles que les inégalités et la protection sociale. Pour résumer, selon nous, la question fondamentale à laquelle le Japon doit répondre et que ne prennent pas en compte les Abénomics est celle de la définition d'un nouveau compromis social. Le moins que l'on puisse dire est que cette question est également centrale en Europe¹⁵⁰.

Les sections 3.4 et 4.3 ont aussi montré que les défaillances du système de protection sociale japonais sont à l'origine de la montée des inégalités et de la pauvreté, en ce qu'il ne contrebalance pas les effets négatifs de cette matrice des inégalités qu'est le marché du travail. Cela doit conduire à débattre de la possibilité et de la nécessité de réaffecter des ressources publiques en faveur de la protection sociale, notamment pour les risques les moins bien couverts, le chômage et la famille. Cela implique surtout une refondation des principes de la protection sociale au Japon. En effet, cette dernière, dans l'après-guerre, a reposé sur deux piliers, la famille et l'entreprise. Or, étant donné un certain nombre d'évolutions sociales, le modèle familialiste n'est plus tenable¹⁵¹. Quant aux entreprises, elles ont tendance à de moins en moins assumer le rôle qu'elles jouaient jusqu'à présent dans ce domaine, dans un contexte de concurrence accrue liée à la mondialisation et à la

¹⁴⁸ P. Debanes et S. Lechevalier (dir.), "Vers un renouveau de l'Etat développeur en Asie ?", *Critique Internationale*, Avril, Volume 63, 2014.

¹⁴⁹ A. Sala, "Surendettement et changement institutionnel sur le marché des crédits aux consommateurs au Japon. Le rôle des groupes d'intérêts", CEAFJP Discussion Paper n°2015-3, 2015.

¹⁵⁰ B. Gazier, B. Palier, H. Périvier-Timbeau, *Refonder le système de protection sociale : Pour une nouvelle génération de droits sociaux*, Presses de Sciences Po, 2014.

¹⁵¹ E. Ochiai et Hosoya Leo Aoi Transformation of the Intimate and the Public in Asian Modernity, Brill, 2014.

conclusion de nouveaux accords internationaux. Dans ces conditions, outre les communautés, qui ne sont souvent qu'une extension des liens familiaux, seul l'Etat semble en mesure de jouer un rôle décisif. Même si le point de départ est différent en ce qui concerne la structure et l'importance relative de la protection sociale, la réflexion sur la croissance en Europe est inséparable, comme au Japon, de la question des inégalités et de l'avenir de l'Etat-Providence.

Cela rejoint également la question de savoir comment des pays comme le Japon ou la plupart des pays européens peuvent répondre à la désindustrialisation, notamment dans le contexte de la montée de la puissance manufacturière chinoise. Comme le montre S. Lechevalier, sur la base d'une comparaison entre l'Allemagne, la France, la Corée et le Japon, il y a là un facteur essentiel pour comprendre la dynamique des inégalités dans les pays de l'OCDE ¹⁵². Certes, la désindustrialisation résulte de facteurs à la fois internes et externes, mais ce sont bien ces derniers qui sont à l'origine de la montée des inégalités, notamment à travers le processus de délocalisation de la production. Ainsi, si les délocalisations n'affectent pas le volume d'emploi manufacturier domestique, elles jouent négativement sur la qualité de l'emploi, notamment des travailleurs les moins qualifiés et sur les inégalités de salaire.

Enfin, la dernière question à laquelle il faut répondre pour définir le modèle de croissance concerne la soutenabilité à proprement parler. En l'occurrence, il s'agit de fixer une direction concernant les contraintes environnementales : est-il possible de continuer comme avant Fukushima ? Ou bien, la seule alternative est-elle donnée par les énergies fossiles, du charbon au pétrole ? Ou bien encore est-il désormais vital d'explorer de nouvelles voies reposant à la fois sur un mode de croissance frugal en énergie et mobilisant un mix énergétique inédit ? Cette question est loin de ne concerner que le Japon comme le montrent les choix énergétiques allemands - certes en partie conditionnés à la poursuite du modèle nucléaire français et du retour à des énergies parmi les plus polluantes telles le charbon - suite à la catastrophe de Fukushima. La question du mode de croissance revient également à remettre en cause le primat absolu de l'innovation sur toute autre source de croissance : étant donnée l'incertitude qui pèse sur l'innovation, par définition, n'est-il pas raisonnable de réaffecter une partie des ressources en faveur d'un développement régional plus équilibré et d'une croissance plus inclusive ?

Ce n'est qu'après avoir répondu à ces questions qu'on peut évaluer la pertinence des réformes structurelles. En présence d'une trappe à liquidité, caractérisée par un excès d'épargne par rapport à l'investissement et la nécessité d'un taux d'intérêt réel négatif pour parvenir à un rééquilibrage, les réformes structurelles prennent un tout autre sens. En bref, elles doivent être tournées vers la promotion de l'investissement. Un exemple concret consiste à appliquer des politiques anti-monopoles permettant de réduire les taux de marge dans les nouvelles industries des technologies de l'information ¹⁵³. Ces politiques doivent viser également à réduire l'épargne privée au niveau macroéconomique. Au Japon, le vieillissement a conduit à une baisse importante du taux d'épargne des ménages de 25% en 1990

¹⁵² S. Lechevalier (éditeur), "Globalization and labor market outcomes: de-industrialization, job security, and wage inequalities", Special issue, *Review of World Economics*, Volume 151 (3), 2015.

¹⁵³ C. Teulings, et R. Baldwin, op. cit. 2014.

à 5 % aujourd'hui. En revanche, les entreprises japonaises ont augmenté leur épargne de manière importante, comme indiqué précédemment.

Les deux exemples suivants de réforme, tirés du cas japonais peuvent-ils inspirer l'Europe de ce point de vue ? La première réforme vise à reculer l'âge qui donne droit à une pension à taux plein. Plus qu'augmenter la population active et le taux de remplacement, ce qui peut être atteint par l'immigration, le but visé ici est de réduire l'épargne : une fois que le recul de l'âge de la retraite à taux plein est acté, les travailleurs vont moins épargner car ils vont gagner un salaire plus longtemps... si les entreprises collaborent et ajustent le moment du ré-emploi avec le salaire plus faible Il va sans dire que cela passe par une renégociation du contrat social, ce qui requiert un ensemble de compensation : pour les générations qui avaient signé un contrat indiquant la date précise du droit à la retraite à taux plein, il faut payer une forme de prime par exemple en augmentant le montant de la retraite à taux plein ou bien en diminuant les prélèvements de façon significative pendant la période où ils restent plus longtemps sur le marché du travail. Le second exemple concerne le renforcement de la protection sociale, notamment en ce qui concerne la santé et la vieillesse afin de limiter l'épargne de précaution. Cela passe inévitablement par une augmentation des impôts. De façon générale, l'Europe est moins concernée ici car, encore une fois, la protection sociale y est plus développée ; cependant, dans un contexte de dualisation¹⁵⁴, ce type de réforme peut avoir un impact non seulement en terme de justice sociale mais aussi en terme de croissance.

¹⁵⁴ P. Emmenegger , Häusermann, S., Palier, B. & Seeleib-Kaiser M. (eds.), *The Age of Dualization: The Changing Face of Inequality in Deindustrializing Societies*, Oxford University Press, 2012.

Conclusion

Les deux ambitions principales de cet ouvrage étaient de comprendre les causes du ralentissement économique japonais et le rôle des politiques économiques face à ce ralentissement. Nous pouvons distinguer trois causes de ce dernier: (1) le coût élevé d'une crise bancaire résolue tardivement, (2) des politiques contracycliques parfois trop prudentes dans un contexte de forte volatilité, en particulier en matière de lutte contre la déflation, (3) enfin une baisse de la croissance potentielle liée à la fois à la baisse de la population active, la fin du rattrapage technologique, et une modération de la croissance de la productivité agrégée qui tient en partie à un problème de coordination d'une dispersion croissance de la productivité au niveau micro. Certains de ces facteurs sont de nature tendancielle (population active par exemple), d'autres de nature plus exogènes (chocs extérieurs de demande et de change par exemple), d'autres enfin de nature endogène (réponse des politiques économiques entre autres).

Ainsi, le ralentissement japonais à partir de l'éclatement de la bulle est particulièrement marqué en particulier au regard de la forte croissance dans les décennies qui ont précédé. Si les facteurs tendanciels expliquent la majeure partie du ralentissement économique japonais, pour autant, même en les prenant en compte, il est possible de construire un scénario contrefactuel où la croissance du Japon aurait été en moyenne sur la période chaque année 1% de plus que la croissance réalisée¹⁵⁵.

En dehors des facteurs tendanciels, cette croissance perdue est expliquée par deux éléments, chacun pesant à peu près pour moitié: une succession de chocs exogènes et des erreurs de politique économique, principalement en matière bancaire et monétaire. Parmi les premiers, qui ont peu à voir avec la dynamique de l'économie japonaise, on peut citer la crise asiatique, l'éclatement de la bulle Internet au début des années 2000, la contraction du commerce mondial au moment du choc Lehman en 2008 ou encore le séisme du 11 mars 2011. Quant aux erreurs de politique économique, on peut les résumer ainsi. En 1990, les excès de la période de la bulle et la fragilité du système bancaire rendent inévitable une crise financière systémique. Pour autant, le retard pour assainir le système financier fait que la crise bancaire va s'étaler sur une durée trois à quatre fois plus longue que dans les autres pays. Ce retard constitue une première erreur. Le Japon entre aussi en déflation en partie alors que cela aurait pu être évité, en partie à cause de politiques économiques inappropriées, parce que l'ampleur du ralentissement est sous estimée et que la réponse de politique monétaire est sous-calibrée. A partir de 1995 et jusqu'en 2012, la Banque du Japon met en oeuvre de manière trop prudente des mesures contre la déflation, qui de fait va perdurer avec un impact cumulé important sur la croissance. Au niveau de la politique budgétaire, l'erreur principale consiste moins dans la hausse de la taxe à la consommation en 1997 que dans le maintien temporaire d'une politique de consolidation malgré l'aggravation de la crise, même si la politique budgétaire est globalement orientée vers le soutien à l'activité.

¹⁵⁵ L'annexe 1 offre une appréciation quantifiée des facteurs du ralentissement.

Au total, les erreurs de politique économique ont coûté au Japon environ 1/2 point de croissance annuelle depuis vingt-cinq ans. Deux facteurs ont contribué à celles-ci: (1) la difficulté à identifier la nature du problème, que ce soit au niveau de la fragilité du secteur financier ou de la déflation, en partie en raison d'une sous-estimation systématique des problèmes sur de nombreux sujets parfois commune à des nombreux acteurs; (2) l'absence de conscience du nécessaire changement de paradigme, par exemple en abandonnant le système antérieur de supervision et de résolution de crises bancaires ou en dépassant l'idée que la politique monétaire est impuissante dans une situation de "trappe à la liquidité". La contrainte politique a pu jouer dans cette résistance au changement, mais elle n'est pas le seul problème. Par exemple, en matière financière, le Ministère des finances a abandonné, certes avec retard, le "système de convois" qui avait relativement bien marché jusqu'ici pour le sauvetage des institutions financières en difficulté, mais qui n'était plus adapté compte tenu de la libéralisation financière et de l'ampleur du problème et qui suscitait des résistances croissantes de la part des banques en meilleure santé. En matière budgétaire, le poids du consensus antérieur nous semble moins fort, même si le Ministère des finances a maintenu une stratégie de consolidation des finances publiques jusqu'au milieu des années 1990. En matière monétaire, la déflation a forcé aussi les autorités monétaires à changer de cadre théorique mais elles s'engagent dans des politiques non-conventionnelles avec beaucoup de prudence et de réticence. La crise bancaire sera finalement résolue en 2002-05 par l'action déterminée du Premier ministre Koizumi et celle de son ministre des services financiers M. Takenaka. Même si cela reste encore fragile et avec au moins deux ans de retard par rapport au calendrier initial, nous estimons que le Japon est également sorti de la déflation en 2015 grâce à l'impulsion du Premier ministre Abe et l'action du gouverneur Kuroda.

Les Abénomics contribuent de fait à un changement de concept en matière monétaire. Outre la politique monétaire, les Abénomics mettent en avant un programme de croissance ambitieux mais celui-ci n'est que partiellement mis en oeuvre, en contribuant par exemple à la conclusion d'accords commerciaux. Dans d'autres domaines, les Abénomics n'ont pas pris la mesure des problèmes : ainsi, les questions associées de la stagnation des salaires et de la montée des inégalités sont traitées de manière indirecte en encourageant les entreprises à augmenter les salaires mais sans mécanismes incitatifs ou tardivement, avec le volet d'un plan de relance fin 2015 centré sur la hausse du salaire minimum et des mesures ciblées pour les ménages plus pauvres.

La trajectoire économique du Japon depuis vingt-cinq ans, de l'éclatement de la bulle aux Abénomics offrent selon nous plusieurs leçons sur les politiques macroéconomiques :

(1) Une première leçon est de ne pas attendre un retour mécanique de la croissance. L'ampleur du ralentissement japonais a été à plusieurs reprises sous-évaluée, contribuant à l'entrée en déflation ou la dégradation de la situation du système bancaire. Une consolidation budgétaire trop forte et trop précoce a aussi retardé la reprise de la croissance. Malheureusement, malgré leur volontarisme économique, les Abénomics souffrent aussi en partie de ce même biais optimiste.

(2) Une autre leçon porte sur l'importance d'articuler les différentes politiques (monétaire, budgétaire, structurelle) et le danger de les définir indépendamment les unes des autres.

(3) La résolution des problèmes, qui ont conduit à une crise ou qui sont apparus avec celle-ci, prend aussi du temps, ce qui invite à ne pas retarder des décisions potentiellement coûteuses à court-terme, au risque, dans le cas contraire, de favoriser un développement endogène de la crise. Cela a été le cas dans les années 1990 en matière bancaire et cela reste un risque important aujourd'hui en matière de finances publiques.

(4) La mise en œuvre de mesures douloureuses nécessite un capital politique, ce qui peut justifier un exercice d'équilibre entre plusieurs objectifs.

(5) Finalement, ne pas tenir compte des inégalités dans la définition de la politique économique a des conséquences négatives pour la croissance.

Est-ce que les enseignements de l'expérience japonaise sont pertinents pour les Etats-Unis et l'Europe? Ces enseignements ont-ils été écoutés et suivis? Il est intéressant selon nous de contraster la situation dans ces deux régions de ce point de vue. Les Etats-Unis d'abord ont suivi de près les évolutions au Japon au cours de la période d'étude. De manière symptomatique au moment du choc Lehman fin 2008, trois membres du conseil des gouverneurs de la Réserve fédérale américaine, son président, B. Bernanke, le président de la Fed de New York et futur secrétaire au Trésor, T. Geithner, et le président de la Fed de Boston, E. Rosenberg, ont vécu au Japon ou écrit des articles universitaires sur le Japon. Début 2009, plusieurs conseillers du nouveau président, B. Obama, ont aussi une expérience du Japon, comme P. Volcker qui a été un des facilitateurs du rachat d'une banque japonaise par une banque américaine en 1998 ou L. Summers, ancien directeur du Trésor. Le Japon est constamment présent en arrière plan de certaines décisions cruciales aux Etats-Unis, avec des différences selon les fonctions de chacun. Les deux erreurs principales commises au Japon depuis le début des années 1990 - sur l'assainissement bancaire et sur la déflation - ont été ainsi clairement identifiées aux Etats-Unis et les politiques mises en œuvre ont permis d'éviter une répétition de ces erreurs.

Quelle est la situation en Europe? Pour diverses raisons, nous ne disposons malheureusement pas de la même richesse de matériaux autobiographiques pour apprécier le point de vue des décideurs européens au moment de la crise de 2008, peut-être aussi parce qu'au moment où les Etats-Unis amorcent une sortie de politique quantitative, l'Europe la renforce ce qui démontre que la crise n'est pas finie. Une exception est la série d'articles écrits par J-C. Trichet, gouverneur de la BCE de 2003 à 2011, et parus dans le journal japonais Nikkei au mois de septembre 2014¹⁵⁶. Sa perception de l'économie japonaise est intermédiaire par celle du gouverneur de la Banque du Japon alors en fonction, M. Shirakawa, dont il partage l'analyse: le vieillissement et l'endettement public ont contribué à la faible croissance et à la déflation. M. Trichet commente les trois flèches de M. Abe en les commentant de la manière suivante: "réformes structurelles, réformes structurelles,

¹⁵⁶ J-C. Trichet, "My 25 year journey with the euro", Nikkei Asian Review, parus du 1er au 30 septembre 2014.

réformes structurelles", et il suggère que la même leçon s'applique à l'Europe. L'expression est sans doute une boutade, et ne rend pas justice aux efforts qu'il a fait lui-même pour mettre en oeuvre des politiques non conventionnelles en Europe. En même temps, il nous semble que cette citation illustre bien la différence de perception sur le Japon et sur les politiques entre les Etats-Unis et l'Europe. Récemment cependant le risque de déflation ou de "décennie perdue" en Europe est pris très sérieusement par la BCE, comme démontré par les deux programmes d'expansion quantitative de 2015.

Nous avons vu qu'il y a beaucoup de parallèles entre l'Europe et le Japon, du déni du problème bancaire au scepticisme européen sur les politiques d'assouplissement monétaire. En 2011, les Japonais, instruits de leur propre expérience, font une lecture rapide de la crise européenne: paralysie politique en raison de la coordination européenne, difficultés du secteur financier, ralentissement de la croissance... Avec les mêmes causes, ils estiment alors que les effets vont être les mêmes, soit une ou deux décennies de croissance perdue en Europe. Plusieurs éléments rendent fausses selon nous cette comparaison: le meilleur cadre institutionnel en matière bancaire, le fait d'avoir été confronté plus tôt à une crise, ou une plus grande attention apportée au risque déflationniste... En même temps, l'Europe a aussi des fragilités spécifiques qui n'étaient pas présentes au Japon, liées au cadre de coordination institutionnelle en Europe ou à l'absence de politique budgétaire commune. Au total, il nous semble que le risque pour l'Europe dans sa totalité de suivre une trajectoire à la japonaise est plus faible, mais que le risque est plus fort pour certains Etats spécifiques, notamment la Grèce, l'Italie ou l'Irlande.

Par ailleurs, l'expérience japonaise n'est pas seulement une source de leçons négatives au sujet de ce qu'il ne faut pas faire. Il y a également des éléments positifs. Si le Japon est un contre-modèle dans le retard pour assainir le secteur financier de 1990 à 2002, malgré des efforts ponctuels comme en 1998, il peut être en revanche considéré comme un modèle dans la manière dont la transparence a été imposée au secteur bancaire, à la fois en matière de capital et de créances douteuses, à partir de 2002. En matière des finances publiques, le Japon présente des exemples et des contre-exemples: les plans de relance des années 1990 sont mal ciblées et avec une efficacité faible mais les dépenses courantes sont gérées avec un souci de l'efficacité et d'économie - avec parfois cependant des économies contre-productives comme en matière de filet de sécurité sociale. En matière monétaire, on peut aussi contraster la trop grande prudence de la politique à partir du début de la déflation fin 1998 aux efforts faits depuis 2012 pour sortir de la déflation. En matière démographique, les efforts pour augmenter la participation des seniors sur le marché du travail contrastent avec les retards pour éviter souvent un choix binaire pour les femmes entre carrière professionnelle et choix d'avoir des enfants. En matière d'innovation, le contraste est saisissant entre l'échec de la stratégie de Lisbonne et le succès des plans cadres japonais sur la technologie et l'innovation qui se sont succédés depuis le milieu des années 1990 et ont conduit à une augmentation ciblée et hiérarchisée des dépenses publiques en recherche et développement, même si d'autre part, la stratégie dans le domaine énergétique n'est pas exemplaire.

Au total, l'expérience japonaise depuis vingt-cinq ans, tant dans ses échecs que dans ses succès, tels que potentiellement incarnés par les Abénomics, rend légitime selon nous la tentative de définition d'une « autre politique ». Cependant,

notre interprétation de l'expression est assez différente de son usage courant: pour une part, elle doit s'inspirer des débats sur la nouvelle articulation entre politiques monétaire, budgétaires et réformes structurelles dans un contexte de risque de décennie perdue; pour une autre part, elle se doit de ne pas faire l'impasse sur la nécessité d'un débat démocratique sur la nature du contrat social.

Annexes

A1. Graphiques complémentaires

A2. Chronologie politique et économique (1985-2015)

A3. Pourquoi la croissance du Japon a ralenti? Comment la relancer?

Les facteurs du ralentissement: essai de quantification

Dans le texte principal, nous explorons trois raisons principales qui expliquent le ralentissement économique au Japon: la crise financière, les erreurs ou les retards de politique économique, et enfin les facteurs structurels. Dans cette annexe, nous offrons des ordres de grandeur pour quantifier ces éléments. L'exposition est inverse de celle des parties: nous calculons d'abord le ralentissement qui est dû à la croissance potentielle, sur la base des facteurs de production et de la productivité; le résidu est ensuite interprété comme le résultat de l'impact de la crise financière et des politiques économiques.

En 2012, le PIB réel japonais était seulement 20% supérieur au niveau de 1990. Dans le monde contrefactuel sans bulle et sans crise où la croissance du Japon à partir de 1990 reste pour les vingt-deux années à venir au même niveau de 4% que dans les années 1980, le niveau de PIB aurait été supérieur de 140%. Quels sont les facteurs qui expliquent cette différence de 120 points de pourcentage?

- **Le ralentissement structurel.** Une partie du ralentissement japonais était normal et prévisible. Après un rattrapage continu par rapport aux Etats-Unis sur la période de l'après-guerre, il semble inévitable de s'attendre à une diminution du différentiel de croissance entre le Japon et les Etats-Unis lié à un ralentissement de la productivité. D'autres facteurs comme la baisse de la durée du travail d'abord puis la baisse de la population active depuis ont aussi contribué au ralentissement économique via leur impact sur la baisse des facteurs de production. Un scénario contrefactuel plus réaliste suppose ainsi une baisse graduelle et linéaire du sentier de croissance potentielle, de 4% dans les années 1980 à 1% aujourd'hui. Dans ce scénario graduel, la croissance cumulée du PIB sur la période (en termes réels) serait de 60%. Les deux tiers du ralentissement de la croissance sont ainsi attribués à des facteurs structurels.

- **La crise financière.** La crise financière joue un rôle temporaire mais durable, dans la mesure où la crise financière japonaise est deux ou trois fois plus longue en moyenne que dans les autres pays victimes des crises financières systémiques. La multiplicité des canaux de transmission de la fragilité financière à l'économie réelle conduit naturellement à un impact fort sur la croissance, en particulier sur la première décennie et jusqu'à la résolution de la crise bancaire au cours de la première moitié des années 2000.

La base de données de L. Laeven et F. Valencia sur les crises financières systémiques couvrent 65 pays, dont 25 depuis 2007. En moyenne, les pays qui connaissent une crise financière systémique connaissent un ralentissement

d'environ 2 point de croissance les cinq années qui suivent la crise par rapport au cinq années antérieures. Cette estimation est de seulement 0.7 point pour les crises sur la première sous-période entre 1980 et 2003. En considérant une période plus longue de dix ans, la baisse de croissance est de 1.4 point par an (échantillon total) ou 0.3 point (première sous-période). Naturellement, ce chiffre ne peut pas constituer une bonne estimation de l'impact des facteurs purement financier de la crise, puisqu'il prend en compte pour le Japon aussi les deux autres facteurs macroéconomiques et structurelles. En première approximation, nous pouvons cependant considérer que la baisse de croissance liée à une crise financière est large et ce d'autant plus fort pour le Japon que la crise a été plus durable.

En extrapolant sur les faits stylisés sur les crises bancaires systémiques, nous aurions tendance à accorder une part très importante à ce facteur, peut-être une perte de 20% de PIB par rapport au scénario contrefactuel de ralentissement de la croissance. La moitié est liée au coût normal d'une crise financière et la moitié liée au retard de résolution bancaire au Japon.

- **Erreurs de politique macroéconomique.** Au niveau macroéconomique, la difficulté principale vient de la déflation, qui renforce les difficultés du secteur financier mais les prolonge ensuite aussi. Les Abénomics ont démontré que la déflation n'est pas la condition naturelle d'une économie vieillissante ou le reflet des gains de productivité mais le résultat d'une politique monétaire restrictive. La déflation a été modérée mais aussi persistante et quasi-continue de 1995 à 2012. Elle a pu contribuer à réduire la croissance d'environ 5%, donc un coût annuel faible inférieur à 1/4 de point de croissance, mais un coût cumulé élevé. Le dernier facteur qui explique l'écart de la croissance vient des chocs exogènes que le Japon a subis, lié au taux de change, à la demande mondiale, ou aux désastres naturels. Nous estimons que ces facteurs expliquent 5% d'écart au scénario potentiel.

Il reste enfin à expliquer 10% supplémentaire de ralentissement.

L'écart au niveau potentiel s'explique donc pour moitié par des chocs exogènes et pour moitié par des erreurs ou des retards à mettre en oeuvre de meilleures politiques économiques. Le coût de ces erreurs sur la croissance n'est ainsi pas négligeable, un peu supérieur à 1/2 point de croissance chaque année depuis une vingtaine d'années.

Les moteurs de la croissance: estimations usuelles

A titre d'exemple indicatif, le tableau ci-dessous rassemble quelques estimations usuelles de l'impact des mesures de réforme sur la croissance. Le gain total de croissance pourrait s'élever à 1,2 point de croissance annuelle selon les sources les plus optimistes. Le gouvernement ne présente pas d'estimations détaillées de l'impact des réformes sur la croissance, mais distingue deux scénarii, pour chaque projection de finances publiques de moyen-terme et au-delà de la projection budgétaire à un an: un scénario volontariste avec une croissance moyenne de 2,3 % et un scénario de base avec une croissance de 1,2%. C'est pourquoi ces estimations doivent être considérées avec la grande prudence, compte tenu du caractère controversé de l'analyse de la longue stagnation japonaise depuis le

début des années 1990 et de l'incertitude sur l'estimation¹⁵⁷.

A4. "Lost in translation", les acteurs de la politique économique au Japon

La terminologie pour décrire l'administration japonaise peut prêter à confusion: quelle différence entre le Ministère des finances, le Ministère de la politique économique et budgétaire, et le Ministère de l'économie et du commerce international? Depuis la réforme de l'administration japonaise en 2001, préparée en 1998 sous le premier ministre Hashimoto, les noms ont en fait rarement variés pour décrire les ministères et ceux-ci montrent une grande continuité en termes de fonctions et de départements couverts, sans redistribution administrative à chaque changement ministériel.

Tableau A1 : Organisation administrative

Dans un souci de commodité, nous utilisons les acronymes communs anglais pour décrire les ministères et institutions japonaises impliqués dans la politique économique. Les trois principaux en charge chacun d'une "flèche" d'Abénomics sont le Ministère des finances, la Banque du Japon, et le Ministère de la politique économique et budgétaire.

- La principale fonction du Ministère des finances (**MoF**) est l'élaboration du budget. Il gère aussi la politique financière internationale, sous la direction d'un vice-ministre des affaires internationales (équivalent du directeur du Trésor). Il a aussi un pouvoir de contrôle sur les institutions financières publiques. Son titulaire actuel est Taro Aso, ancien premier ministre.
- La Banque du Japon (**BoJ**) est l'autorité monétaire, indépendante depuis 1997, et dirigée par un gouverneur. Depuis mi-2015, le Conseil de politique monétaire (CPM) se réunit huit fois par an pour décider de la politique monétaire, en ligne avec la pratique de la Réserve fédérale aux Etats-Unis ou de la BCE (contre quatorze fois par an de 1997 à 2015). Conjointement avec l'Autorité des services financiers (FSA), la BoJ assure la supervision financière, avec un accent sur le système des paiements et les risques financiers systémiques. Son titulaire actuel est M. Haruhiko Kuroda, ancien directeur du Trésor au MoF et ancien président de la Banque asiatique de développement.
- Le **Ministère de la politique économique et budgétaire** est le seul ministère dont les fonctions et le pouvoir a le plus changé depuis dix ans. Créé à l'occasion de la réforme administrative de 2001, son intitulé actuel est "Ministère de la revitalisation économique, ministère de la réforme de la sécurité sociale, ministère de la politique économique et budgétaire". Alors que le MoF s'occupe du budget annuel, ce

¹⁵⁷ A titre d'illustration le processus de réformes réglementaires liées à l'Acte unique en Europe en 1986 a contribué à améliorer la croissance de 0,1 point par an pendant vingt ans, tandis que l'accord commercial NAFTA en 1994 a contribué à augmenter la croissance des Etats-Unis de 0,1 point par an pendant dix ans. Un impact des réformes de 1,2% sur le taux de croissance annuel paraît donc clairement une estimation optimiste...

ministère est chargé du cadrage pluriannuel des finances publiques et des projections économiques. Il est aussi le principal ministère en matière de réformes structurelles. En raison de ses implications en termes réglementaires, l'accord transpacifique (TPP) est géré directement par ce ministère et non pas par les affaires étrangères (MoFA). Il a joué un rôle important sous la direction de H. Takenaka et le Premier ministre Koizumi, puis a décliné sous les administrations suivantes, avant de retrouver de l'importance avec son titulaire actuel, M. Akira Amari.

Ce ministère assure le secrétariat de deux conseils, le Conseil de politique économique et budgétaire (CEFP), auxquels le Premier ministre participe régulièrement, ainsi que du Conseil pour la réforme réglementaire (CRR). Le **CEFP** en particulier, est presque l'équivalent du Conseil d'analyse économique en France (CAE) mais est plus proche de la décision politique en matière de politique économique et a moins la vocation d'un think-tank gouvernemental. Créé en 1998, il est passé d'un forum pour une "causerie au coin du feu" avant 2001 à la "tour de contrôle des réformes" sous M. Koizumi, forçant à une transparence des débats et un arbitrage du Premier ministre. Son rôle avait ensuite généralement décliné sous ses successeurs, notamment le premier mandat de M. Abe.

D'autres ministères jouent des rôles complémentaires:

- Le Ministère de l'économie et du commerce international (**METI**) est chargé de la politique industrielle et du commerce international. Ancien MITI (commerce international et industrie) qui a joué un rôle important mais parfois controversé lors de la période de "haute croissance" (1950-70), son rôle a été réduit depuis la réforme administrative de 2001. Il assure le secrétariat d'un troisième conseil, le Conseil sur la compétitivité industrielle (CIC).
- Le Ministère des affaires étrangères (**MoFA**) est chargé, outre naturellement de la diplomatie, des négociations commerciales, dont il assure le pilotage, avec le soutien d'autres ministères, notamment le METI. Il assure par exemple le suivi de l'accord de partenariat économique entre l'Union Européenne et le Japon.
- L'autorité des services financiers (**FSA**) est chargé de la supervision bancaire et financière, en coordination avec la BoJ. Depuis la séparation de la FSA du MoF en 2008, le MoF joue un rôle mineur en matière financière, axé sur la gestion de crises financières en raison de leurs implications budgétaires. La FSA a une double direction, administrative et politique, avec un Commissaire des services financiers sous la direction d'un ministre des services financiers, une particularité du Japon. L'actuel ministre des finances, M. Aso, cumule à titre personnel, le poste de Ministre des finances et de Ministre d'Etat pour les services financiers. En revanche, un de ses prédécesseurs, M. Takenaka, était uniquement ministre de la FSA. Au sein de la FSA, la SESC (*Securities and Exchange Surveillance Commission*) est chargée spécifiquement des marchés financiers.
- Le Secrétariat du gouvernement ou *Cabinet Office* (**CAO**) rassemble des fonctions de soutien et de conseil au premier ministre japonais. Des services ou des agences indépendantes d'une grande diversité y sont rattachés. Par exemple, l'agence de développement d'Okinawa ou l'Agence de gestion des catastrophes naturelles y sont rattachés. D'un point de vue économique, y sont rattachés le

département des études économiques, chargé de la production des comptes nationaux, mais aussi l'Agence de promotion de la réforme réglementaire. Techniquement la FSA est rattachée au CAO tandis que l'administration du Ministre de la politique économique provient du CAO. Il assume donc des fonctions assurées en France notamment par l'INSEE ou le Commissariat général à la stratégie et à la prospective. Au sein du CAO, l'**ESRI** (*Economic and Social Research Institute*) assure en particulier des fonctions très proches de l'INSEE, en matière de production de comptes nationaux ou d'analyse économique.

- Le Ministère des affaires sociales, de la santé et de l'emploi (**MHLW**, *Health Labor and Welfare*) assure gèrent les dépenses sociales publiques et assure la tutelle de fonds de pension publics. Il définit aussi la politique de l'emploi, la politique familiale, et celle de protection sociale. Les instances paritaires (gouvernement, patronat, salarié) ont vu leurs fonctions réduites à un rôle consultatif au cours des années 2000, tandis que des comités d'experts ad-hoc (patronat et universitaires) ont impulsé certaines mesures de libéralisation du marché du travail.

Opusculé Japon

Tableaux et graphiques

Version 11 décembre 2015

Table des matières

1. Partie 1: Une décennie de crises financières	2
2. Partie 2: Les hésitations des politiques contracycliques.....	5
3. Partie 3: A la recherche de la croissance perdue	10
4. Partie 4: Les Abénomics, une innovation?	16
5. Annexe	21

Graphique

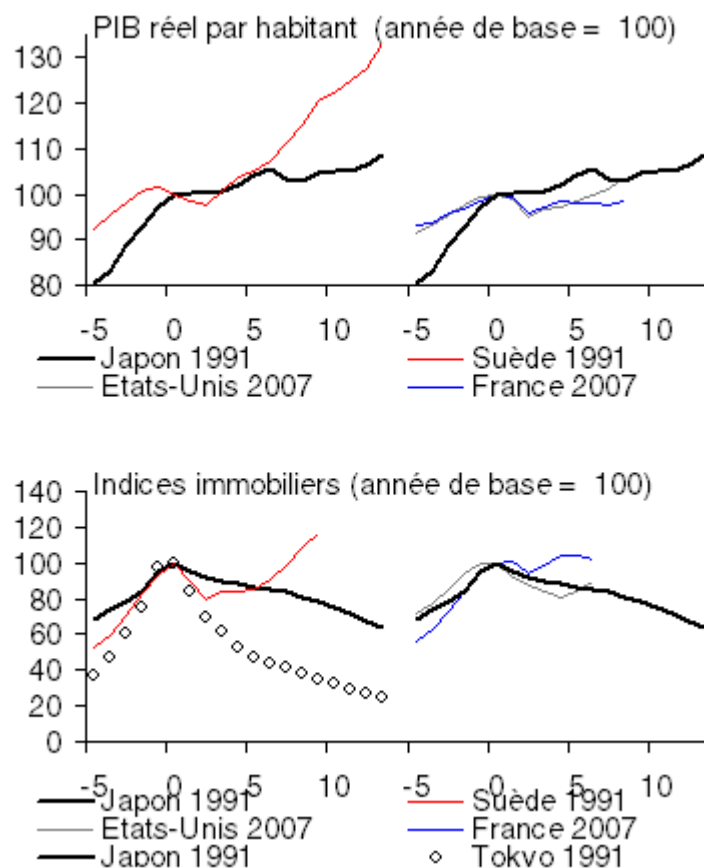
Graphique 1 : PIB en niveau et indice immobilier après une crise financière	2
Graphique 2 : Créances douteuses et entreprises zombies (1990-2015).....	4
Graphique 3: Croissance: périodisation et prévision de croissance du Japon	5
Graphique 4: Déficit budgétaire et plans de relance	6
Graphique 5 : Inflation et taux de change réel (1985-2015)	7
Graphique 6: Politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle (1990-2015).....	8
Graphique 7: Croissance potentielle au Japon	11
Graphique 8: Dispersion de la productivité du travail dans le secteur manufacturier et non-manufacturier (1994-2003)	12
Graphique 9: Réformes structurelles (1990-2015).....	13
Graphique 10: Taux de chômage et mesure des inégalités (1990-2015)	14
Graphique 11: Marchés financiers.....	16
Graphique 12: Consolidation budgétaire et dette publique.....	17
Graphique 13: Inflation, anticipation d'inflation et salaires	18
Graphique 14: Croissance du PIB et exportations.....	19
Graphique 15: Crédit bancaire et investissement.....	20
Graphique 16: PIB nominal et PIB par habitant (1960-2015)	21
Graphique 17: Cote de popularité des premiers ministres (2000-15) et opinions sur l'économie.....	22

Tableaux

Tableau 1: Comparaison des crises financières au Japon et aux Etats-Unis
Tableau 2: Mesures de politique monétaire
Tableau 3: Croissance potentielle
Tableau 4: Représentation schématique de la dynamique des inégalités
Annexe - Tableau 1: Chronologie économique et politique (1985-2015)
Annexe - Tableau 2: Réformes structurelles
Annexe - Tableau 3: Organisation administrative au Japon

1. Partie 1: Une décennie de crises financières

Graphique 1 : PIB en niveau et indice immobilier après une crise financière



Sources: FMI, Perspectives économiques mondiales, calcul des auteurs.

Commentaire: Le Japon a connu une croissance décevante depuis l'éclatement de la bulle immobilière en 1991 et surtout depuis la crise financière systémique de 1997. La performance japonaise semble surprenante par rapport aux épisodes antérieurs de crise financière, comme la Suède entre 1990 et 1995 par exemple, avec une bulle immobilière apparemment semblable, mais une récession plus forte et une reprise plus rapide. Elle est cependant moins exceptionnelle au regard de l'expérience des économies avancées depuis le choc Lehman.

**Tableau 1: Comparaison des crises financières au Japon et aux Etats-Unis
(1990-2003 et 2006-08).**

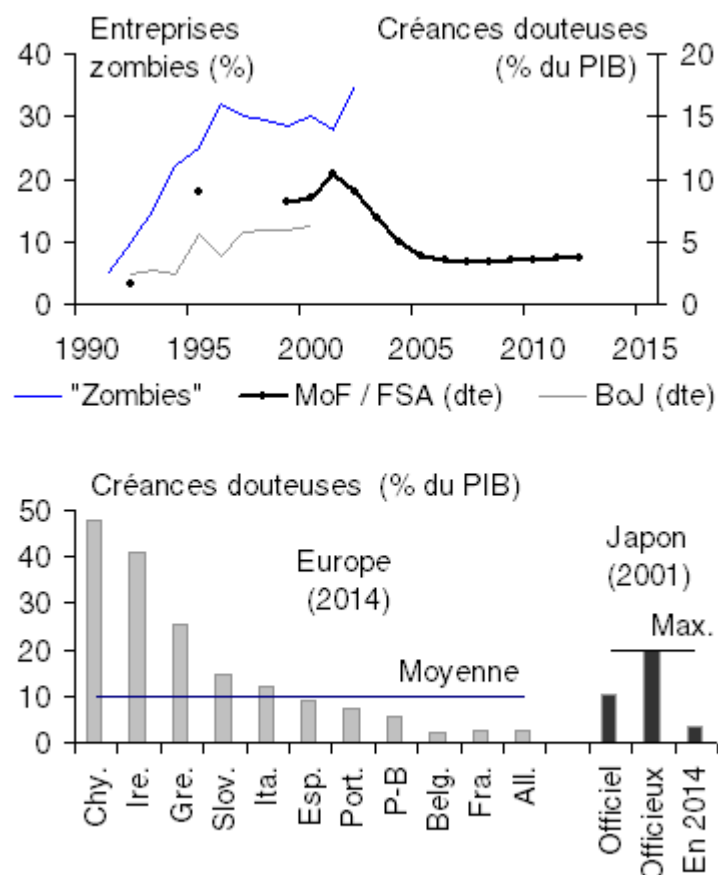
	Décennie perdue - Japon	Grande récession - Etats-Unis
Eclatement de la bulle		
Immobilier	1990: ensemble Japon	2006: indice Case-Shiller
Bourse	1989: indice Nikkei	2007: indice Dow-Jones
Faillites financières ou restructuration (et rang)		
Première vague	1995: "Jusen" et Hyogo Bank	2008: Bear Sterns (maison titre #5)
Deuxième vague	1997: NCB et Nissan Life (#16)	2008: Lehman Brothers (maison de
(Crise systémique)	1997: Sanyo Securities, Hokkaido Takushoku (bque #11), Yamaichi Securities (#3) 1/ 1998: nationalisation de LTCB et NCB	titres #4), Wamu (#1) Wachovia (#4) 2/ AIG (assurance #1)
Troisième vague	2003: Resona et Ashikawa	
Contraction économique		
Semestrielle	1992 T1	2008 T3
Annuelle	1998-99: cumul -2.2%	2008-09: cumul -3.4%

Source: auteurs.

1/ Hokkaido Takushoku, 11e banque de dépôt, Yamaichi Securities 3e maison de titres.

2/ Rachat de Wachovia par Wells Fargo; rachat de Wamu (Washington Mutual) par J.P. Morgan, #1 sur le segment des S&L, mais avec une taille du bilan de moitié celle d'une banque de dépôt comme Wachovia.

Graphique 2 : Créances douteuses et entreprises zombies (1990-2015)

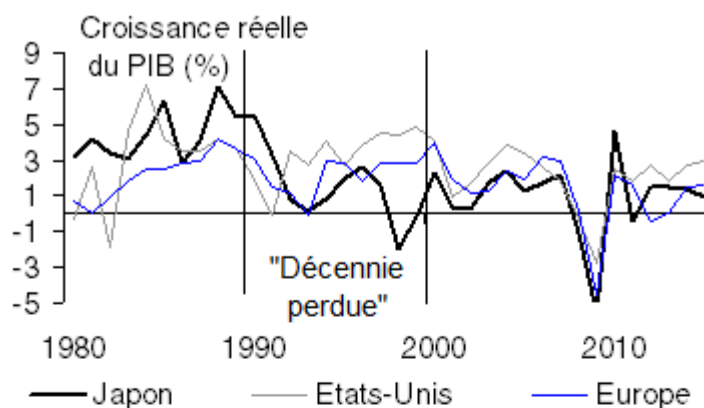


Sources: Hoshi (2000); Aiyar et al. (2014); Nakaso (2001); site de la FSA, 2015.

Commentaires: Les chiffres officiels japonais suggèrent une quasi stabilité des créances douteuses entre 1995 et 2002, autour de 5% du PIB ou 10%, selon les critères considérées, soit environ des ratio de créances douteuses. Des estimations alternatives suggèrent que les créances douteuses étaient en fait beaucoup plus élevés, entre 20 et 30% du PIB. A titre d'illustration, T. Hoshi montre que sur la seconde moitié des années 1990, les entreprises qui ont bénéficié d'une renégociation de leur prêt - malgré des taux d'intérêt très faibles - représente environ le tiers des encours bancaires. En Europe actuellement, à part pour quelques pays, les taux de créances douteuses sont beaucoup plus faibles qu'au Japon une douzaine d'années plus tôt.

2. Partie 2: Les hésitations des politiques contracycliques

Graphique 3: Croissance: périodisation et prévision de croissance du Japon



Principales dates:

1982-87 Premier ministre Nakasone

1985-90 bulle financière et immobilière

1990-91 éclatement de la bulle

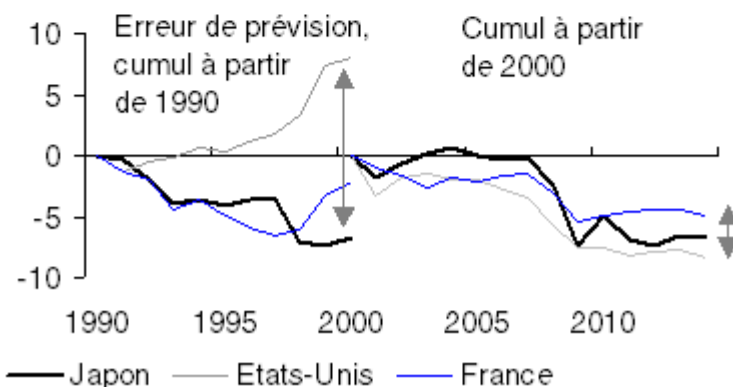
1997 crise asiatique et crise systémique

1998-2007 et 2009-12 déflation

2001-06 Premier ministre Koizumi

2008 choc Lehman / 2011 séisme du 11/0

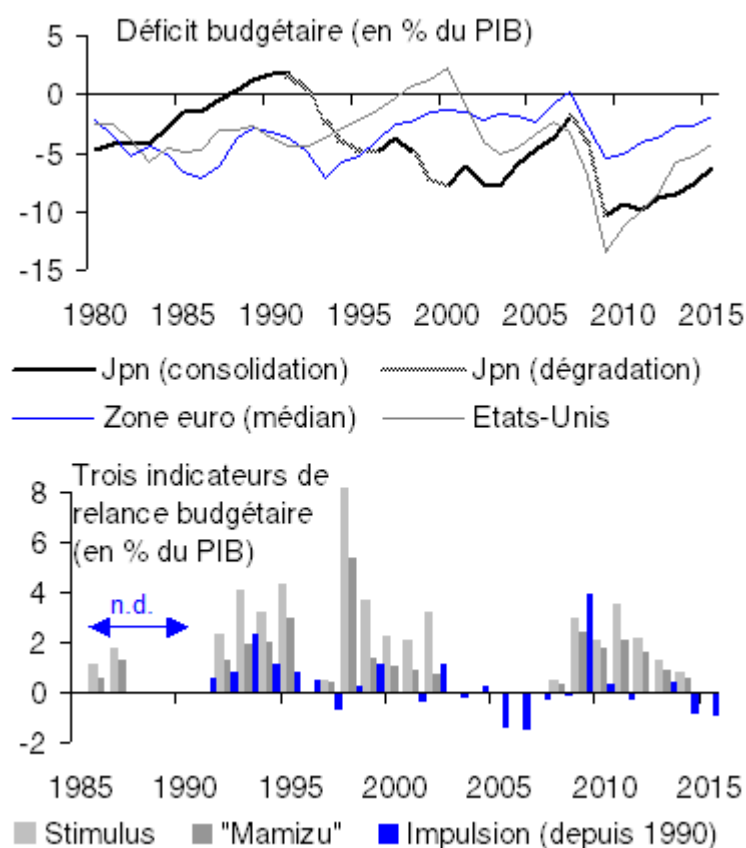
2012~ Premier ministre Abe



Source: FMI (WEO) et calcul des auteurs.

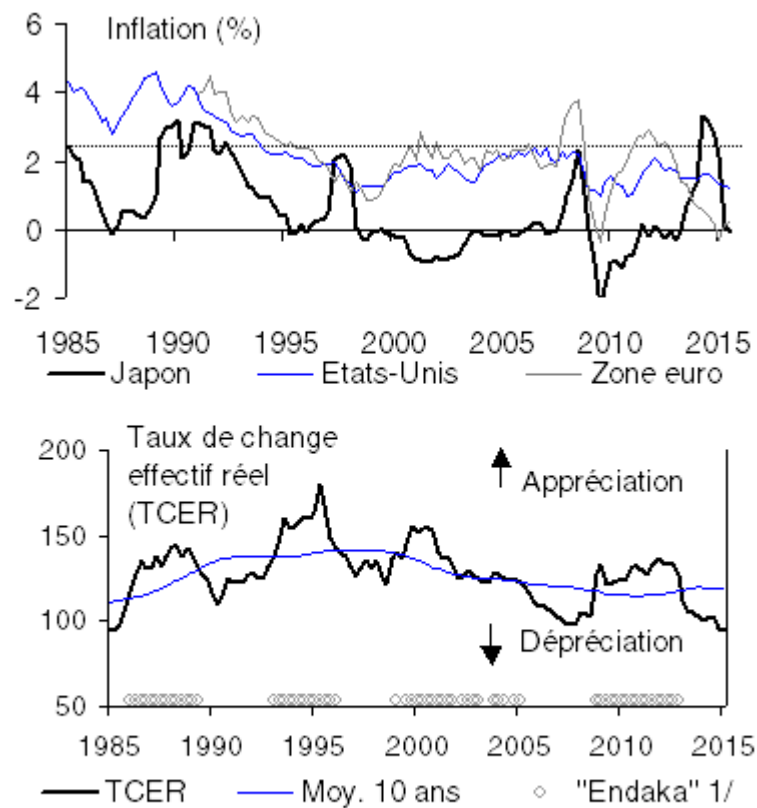
Commentaire: Le ralentissement japonais à partir de l'éclatement de la bulle financière et immobilière a été particulièrement marqué et les projections de croissance du Japon ont été régulièrement sur-estimées.

Graphique 4: Déficit budgétaire et plans de relance



Commentaire: Depuis 1995, le Japon connaît un déficit budgétaire plus important que les Etats-Unis ou l'Europe. La période d'étude est marquée par plusieurs épisodes de consolidation budgétaires, notamment en 1997, en 2000-07 et depuis 2010. Malgré l'ampleur des mesures de relance, les vraies mesures de relance ("mamizu") d'investissement et de consommation publics représentent seulement 60% des plans budgétaires annoncés.

Graphique 5 : Inflation et taux de change réel (1985-2015)

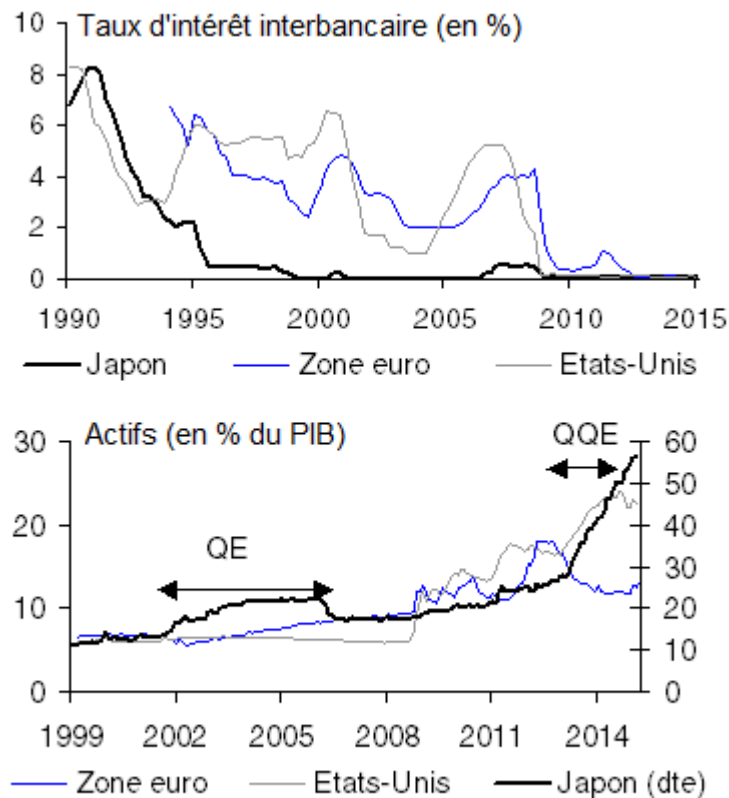


1/ "Endaka", yen élevé, supérieur à la moy. sur 10 ans.

Source: Japan Nat. Stat. Office; Eurostat; BEA; Bruegel.

Commentaires: Le Japon a connu une période de baisse des prix autour de 1994-95, puis après l'impact temporaire de la hausse de la taxe à la consommation, deux périodes de déflation plus durables, de 1999 à 2006 et de 2009 à 2012, interrompues par la hausse des matières premières à la veille du choc Lehman. L'appréciation du yen (endaka) en 1994, 1998 ou 2008 a contribué à la déflation via notamment la baisse des prix importés, mais aussi en pénalisant les exportations et en réduisant le taux d'utilisation des capacités.

Graphique 6: Politique monétaire conventionnelle et non conventionnelle (1990-2015)



Sources: OECD; Banque du Japon; Fed; ECB.

Commentaires. Les taux interbancaires sont inférieurs à 1% depuis 1995 au Japon et depuis 2008 et 2009 aux Etats-Unis et en Europe. La base monétaire en part du PIB a doublé depuis les Abénomics avec la politique de QQE (Quantitative et Qualitative Easing), passant de 28% à 56% du PIB. Compte tenu de la forte préférence pour la liquidité au Japon, le de la base monétaire en part de PIB était en 1999 de 6% du PIB en zone euro et aux Etats-Unis, mais de 12% au Japon, d'où des axes différents sur le graphique (droite pour le Japon, gauche pour la zone euro et les Etats-Unis); un indice en part de PIB a l'inconvénient de faire apparaître comme une expansion monétaire l'impact d'une contraction du PIB (dénominateur).

Tableau 2: Mesures de politique monétaire (1990-2015)

Objectifs et moyens	Japon	Etats-Unis	Europe
Politiques conventionnelles 1/	1990-99 et 2001~	2008-15	2008-11 et 2011~
Politiques non conventionnelles			
1- Assouplissement monétaire			
11- Orientations directrices ("Forward guidance" FG)	1999-2000 ZIRP 2001~ FG	2003-06 FG 2011~ FG	2011~ FG
12- Achat d'obligations	2001-06 QE* 2010-13 CME* 2013~ QQE*	2010~ QE2 2008-09 TALF	2014~ CBPP
2- Stabilité financière			
21- Accès à la liquidité	/	2011 MEP 2012 QE3	2010-12 SMP
22- Achat d'actifs privés	2002-04 TFP	2008-09 QE1	2008~ LTRO 2012~ OMT

Acronymes: Japon: ZIRP (Zero Interest Rate Policy); QE (quantitative easing); TFP (Term fund provision); CME (Comprehensive Monetary Easing); QQME (Quantitative and Qualitative Monetary Easing). Europe: SMP (Securities Markets Program); OMT (Outright Monetary Transactions); LTRC (Long-Term Refinancing Operations); CBPP (Covered Bond Purchase Program).

Etats-Unis: TALF (Term Asset-Backed Securities Loan Facility); FG (forward guidance); MEP (...)

* Aussi des éléments de forward guidance. ~ Signifie que le programme est toujours en cours.

1/ Période ininterrompue de baisse des taux d'intérêt et date de la dernière baisse. Par exemple, baisse continue des taux au Japon de 1990 à 1999, nouvelle baisse en 2001 après un durcissement monétaire en 2000 (non indiqué dans le tableau).

Sources: FMI (2013); Ueda (2014); Ito (2014); auteurs.

3. Partie 3: A la recherche de la croissance perdue

Tableau 3a: Croissance potentielle (1970-2004)

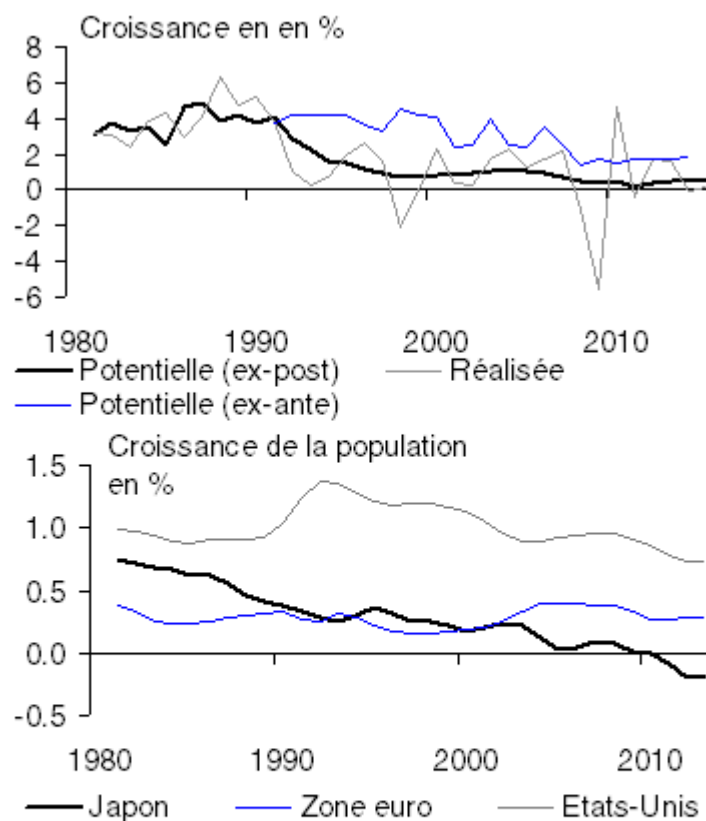
	Japon			Etats-Unis			France		
	1980 1995	1995 2004	Diff.	1980 1995	1995 2004	Diff.	1980 1995	1995 2004	Diff.
Croissance de la valeur ajoutée	3.6	0.7	-2.9	3.0	3.6	0.6	1.8	2.5	0.7
Contribution du capital	1.9	0.7	-1.2	1.2	1.4	0.2	1.0	1.0	0.0
Contribution du travail	0.5	-0.4	-0.9	1.2	0.6	-0.6	0.1	0.7	0.6
Contribution de la PGF	1.2	0.4	-0.8	0.6	1.6	1.0	0.7	0.8	0.1

Tableau 3b: Croissance de la productivité totale des facteurs au Japon et contribution des secteurs (1973-1998)

	1973 1983	1983 1991	1991 1998
Total	-0.31	0.41	0.21
Manufacturier	0.62	0.75	-0.03
Commerce	0.19	0.44	0.41
Finance et assurance	-0.08	0.05	0.03

Sources: Fukao et al. 2004.

Graphique 7: Croissance potentielle au Japon



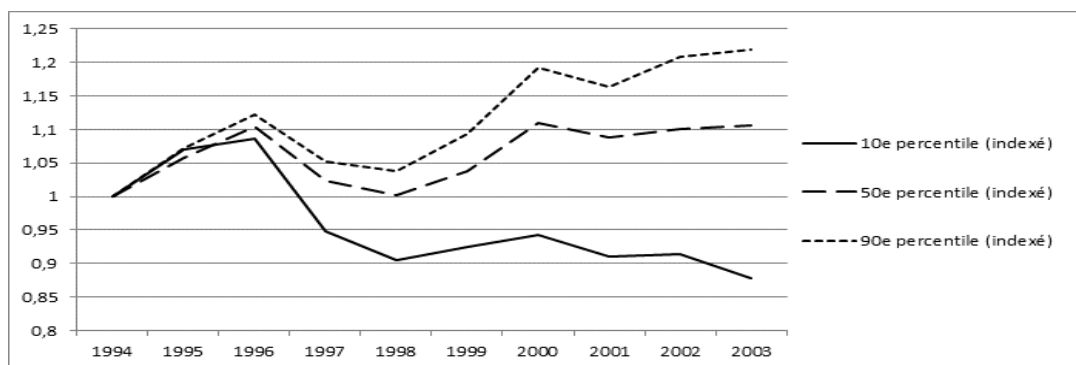
Source: CAO pour la croissance potentielle ex-post;
FMI pour la croissance potentielle ex-ante, calculée comme
la prévision de croissance à l'horizon de projection (cinq
ans); calcul des auteurs.

Selon le CAO, la croissance potentielle du Japon calculée sur les données historiques (ex-post) connaît un constant déclin: de 4% dans les années 1980, à 2% la décennie suivante, puis 0,8% celle qui suit. La croissance réalisée est aussi bien en deçà de la croissance à moyen-terme prévue par exemple par le FMI (croissance potentielle ex-ante). Une partie du déclin de la croissance s'explique par le vieillissement et le déclin démographique (augmentation de la part des seniors et baisse de la population totale).

Graphique 8: Dispersion de la productivité du travail dans le secteur manufacturier et non-manufacturier (1994-2003)



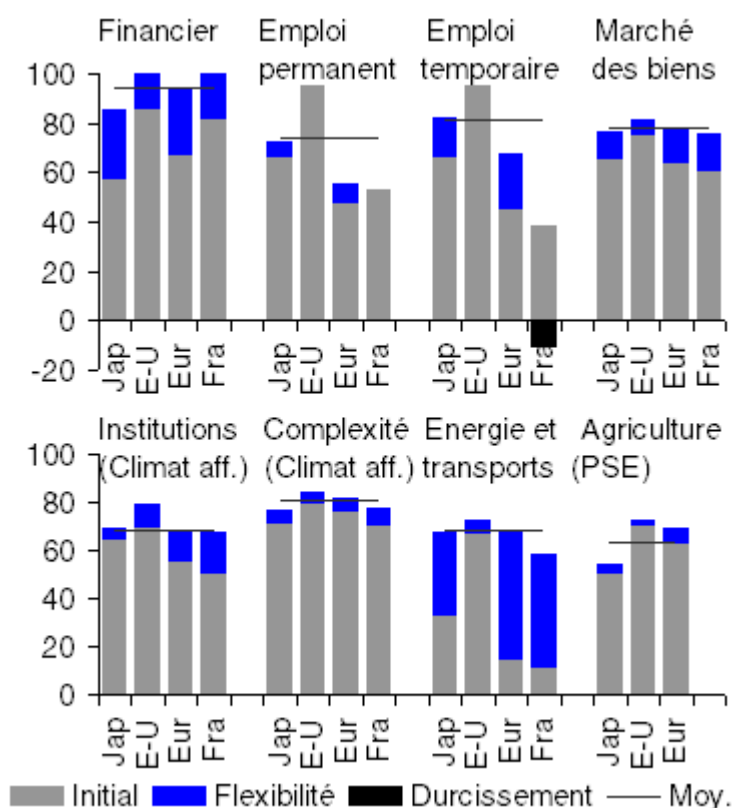
Evolution de la dispersion de la productivité du travail dans le secteur manufacturier



Evolution de la dispersion de la productivité du travail dans le secteur non-manufacturier

Commentaire: Pour chaque année, on calcule les niveaux de productivité de travail (valeur ajoutée par salarié) et on classe les entreprises suivant leur niveau, le 90ème percentile étant les firmes les plus performantes et le 10ème percentile étant les firmes les moins performantes. On normalise les niveaux de productivité à 1 en 1994 afin de mesurer la dispersion cumulée par la suite.

Graphique 9: Réformes structurelles (1990-2015)

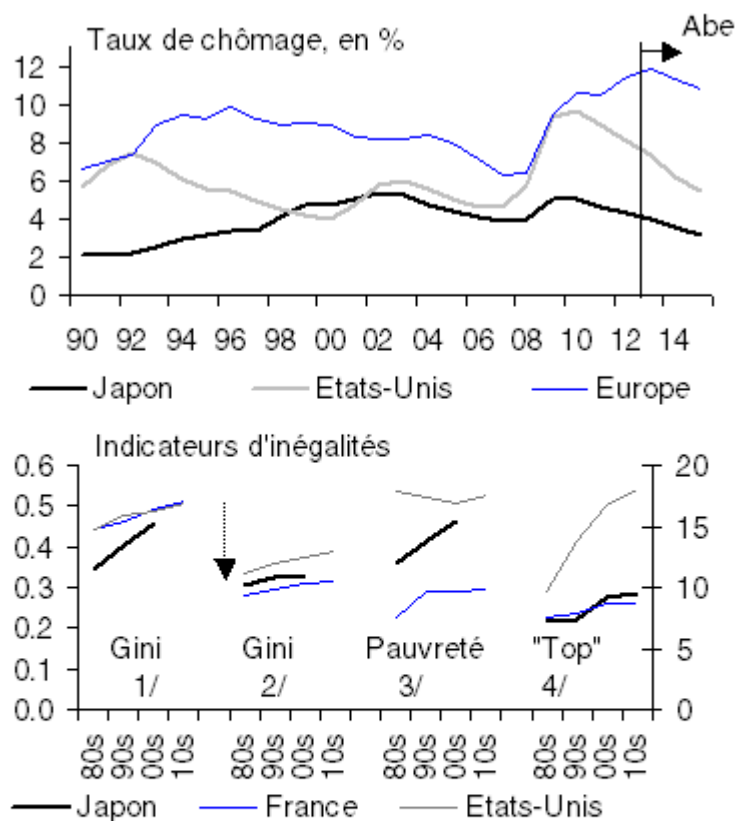


Commentaires: Le Japon a mis en oeuvre des réformes libérales depuis vingt-cinq ans et est souvent proche de la moyenne au sein des pays de l'OCDE.

Explication. Les graphiques représentent une série d'indices sur le degré de libéralisation d'un secteur considéré et son évolution. Tous les indices ont été normalisés de 0 à 100 (sur l'ensemble des pays considérés), 100 étant le cadre le moins lourd d'un point de vue réglementaire. La première barre (grise) représente le niveau initial les autres l'évolution sur la période considérée, soit un degré plus grand de flexibilité (bleu) soit un durcissement réglementaire (noir). La période considérée dépend de la disponibilité des données, selon les sources. L'Europe couvre les pays de l'Union Européenne, avant les élargissements de 2004 et 2007. La moyenne est celle en fin de période pour les trois zones (Japon, Etats-Unis, Europe). Les indicateurs sont les suivants:

Indicateur	Période	Source
Degré de libéralisation financière	1990-2005	FMI
Protection de l'emploi (EPL), emplois permanents ou emplois temporaires	1990-2013	OCDE
Marché des produits, degré de protection (PMR)	1998-2013	OCDE
Climat des affaires, solidité des institutions (contrats, minoritaires) et complexité réglementaire.	2007-2015	Banque Mondiale
Réglementation dans l'énergie et les transports	1990-2013	OCDE
Soutien aux producteurs agriculture	...	OCDE

Graphique 10: Taux de chômage et mesure des inégalités (1990-2015)



Axe de gauche: 1/ Gini avant redistribution.

2/ Gini après redistribution.

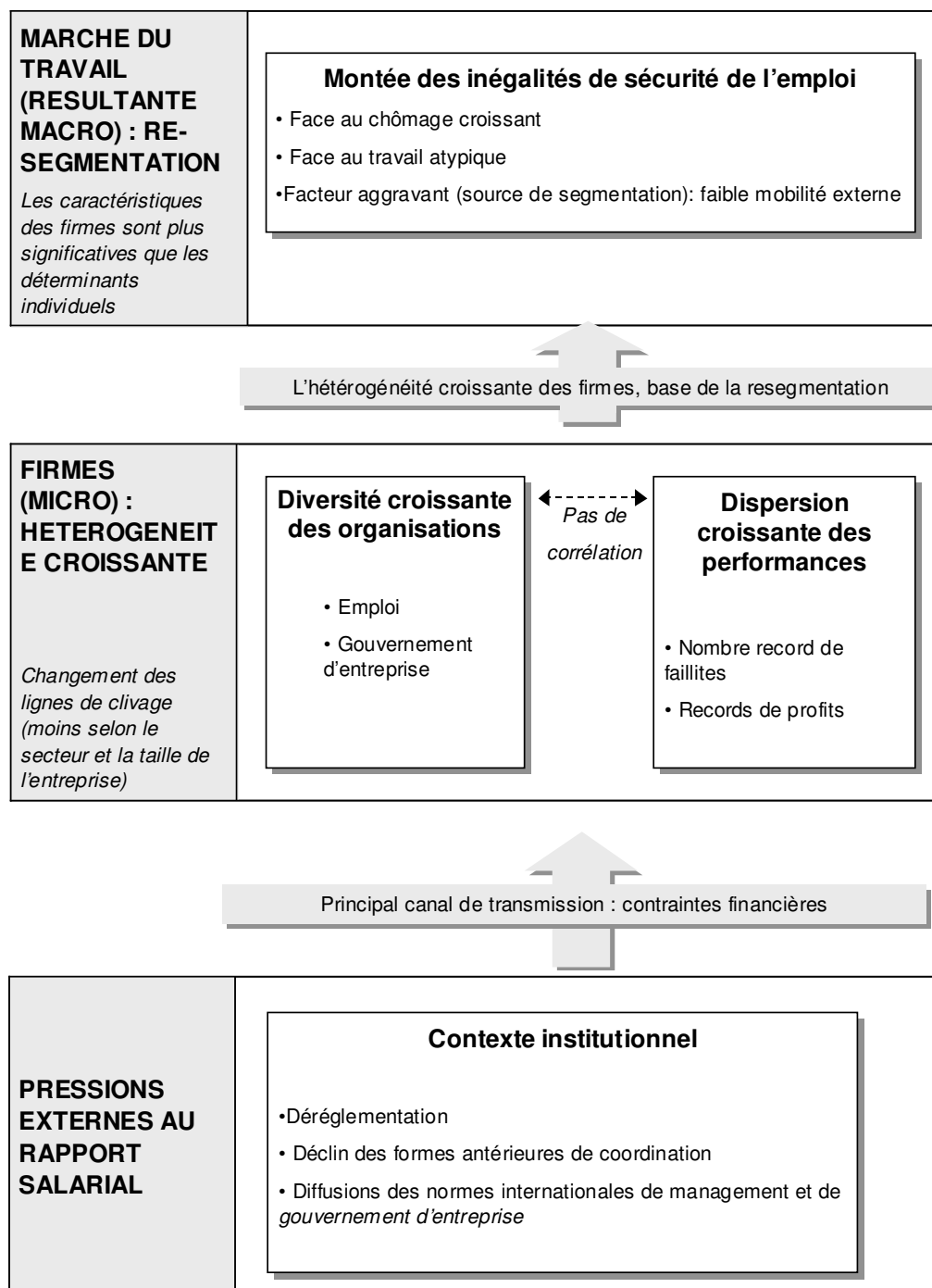
Axe de droite: 3/ Taux de pauvreté.

4/ Revenus des 1% les plus riches ("Top income").

Source: FMI et MHWL du Japon; OCDE; The World Top Income Database (Paris School of Economics).

Commentaires: Le taux de chômage au Japon a connu un pic à 5,4% en 2002, puis une nouvelle augmentation plus faible à 5,1% après le choc Lehman en 2009. Il est depuis en baisse continue, à 3,1% à fin 2015, soit une baisse de plus d'un point au cours du mandat de M. Abe. Les inégalités au Japon ont augmenté depuis la fin des années 1980, avec notamment un coefficient de Gini après redistribution et un taux de pauvreté intermédiaire entre ceux en Europe et aux États-Unis. La fraction des 1% des plus hauts revenus a augmenté plus modérément, un peu plus fortement qu'en Europe mais bien en deçà de son évolution aux États-Unis.

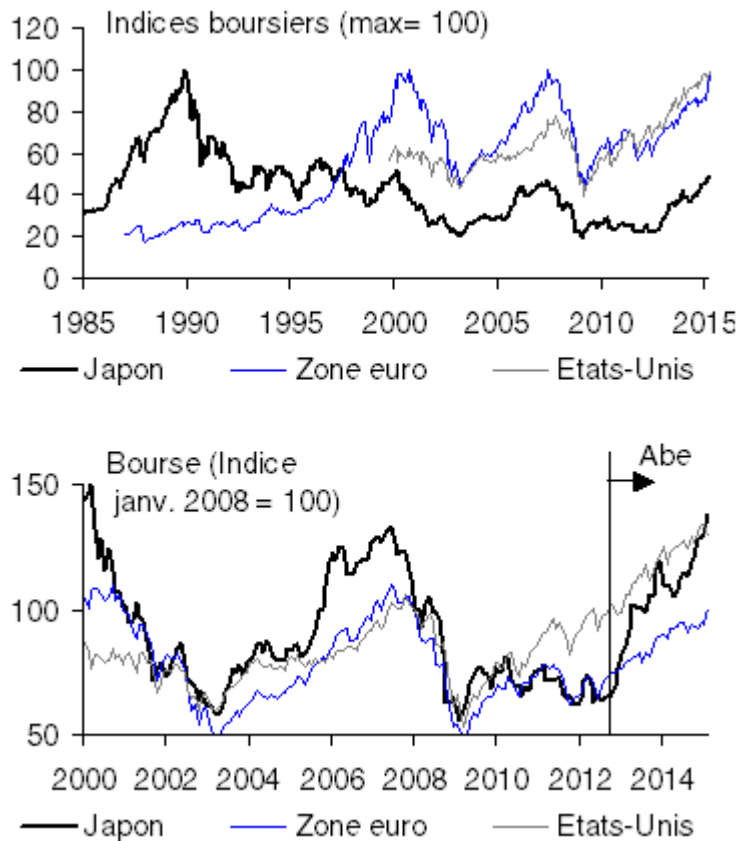
Tableau 4: Représentation schématique de la dynamique des inégalités



Source: S. Lechevalier, GraphiqueLa grande transformation du capitalism japonais, Presses de Sciences Po, 2011.

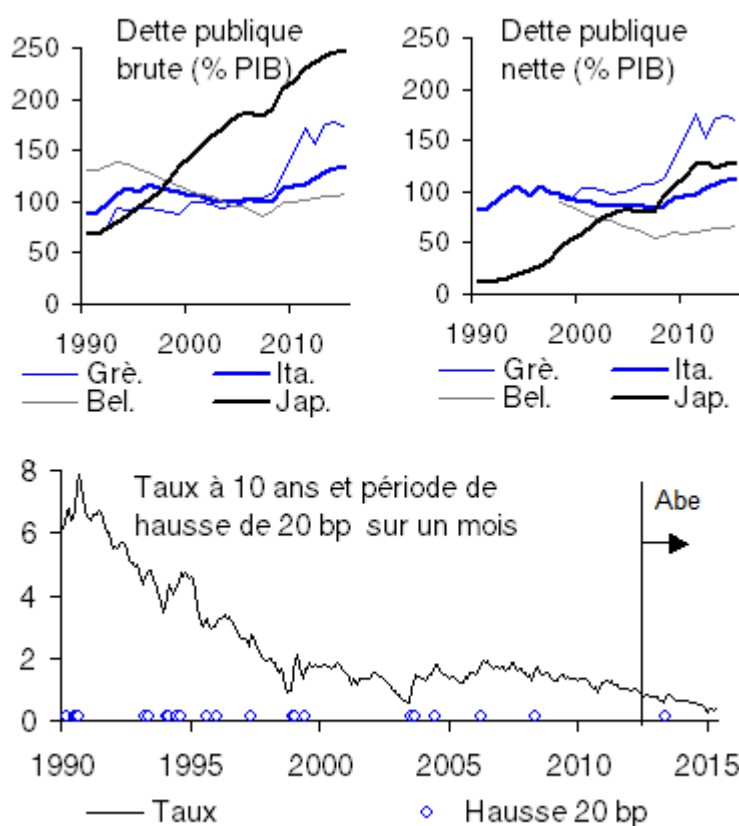
4. Partie 4: Les Abénomics, une innovation?

Graphique 11: Marchés financiers



La réponse des marchés financiers aux Abénomics a été particulièrement favorable, le Japon comblant la première année le retard de performance boursière par rapport aux Etats-Unis. Sur longue période cependant, les indices boursiers retrouvent simplement les niveaux qui ont précédés la bulle ou les pics lors de la reprise liée à la bulle Internet à la fin des années 1990 ou la reprise économique mondiale du milieu des années 2000.

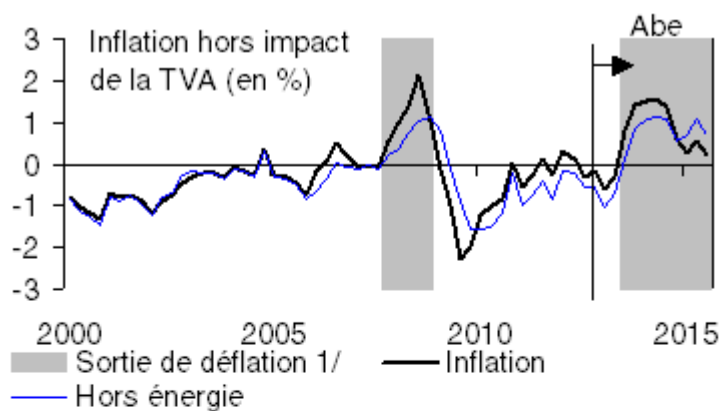
Graphique 12: Consolidation budgétaire et dette publique



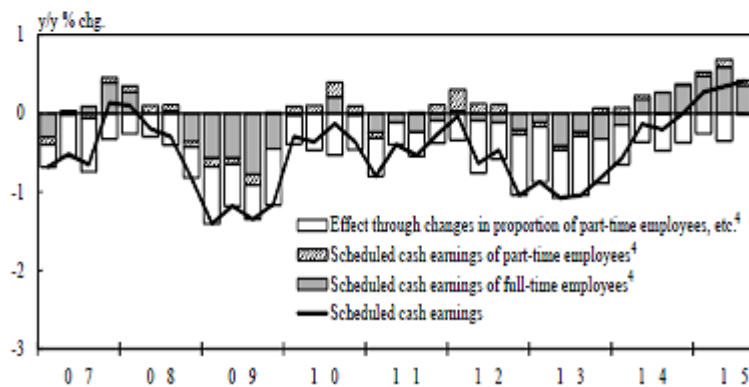
Source: MOF du Japon et FMI (WEO).

Commentaire: La dette publique brute au Japon est passée de 70% du PIB en 1990 à 246% en 2015. La dette publique nette par contre est plus faible, à 130% du PIB soit 20 points de plus que l'Italie. La différence entre la dette brute et nette prend en compte les importantes réserves des changes (à hauteur de 20 points de PIB) qui donnent lieu à une émission compensatoire de titres à court-terme, et les actifs du système de retraite (à hauteur de 40 points de PIB). Malgré la forte augmentation de la dette, les taux d'intérêt longs (à 10 ans) sont restés faibles, en dessous de 1%, en raison du poids important des investisseurs à long-terme (société d'assurance, banques centrales étrangères) ou des investisseurs publics (fonds de pension publics, Poste japonaise, Banque du Japon).

Graphique 13: Inflation, anticipation d'inflation et salaires

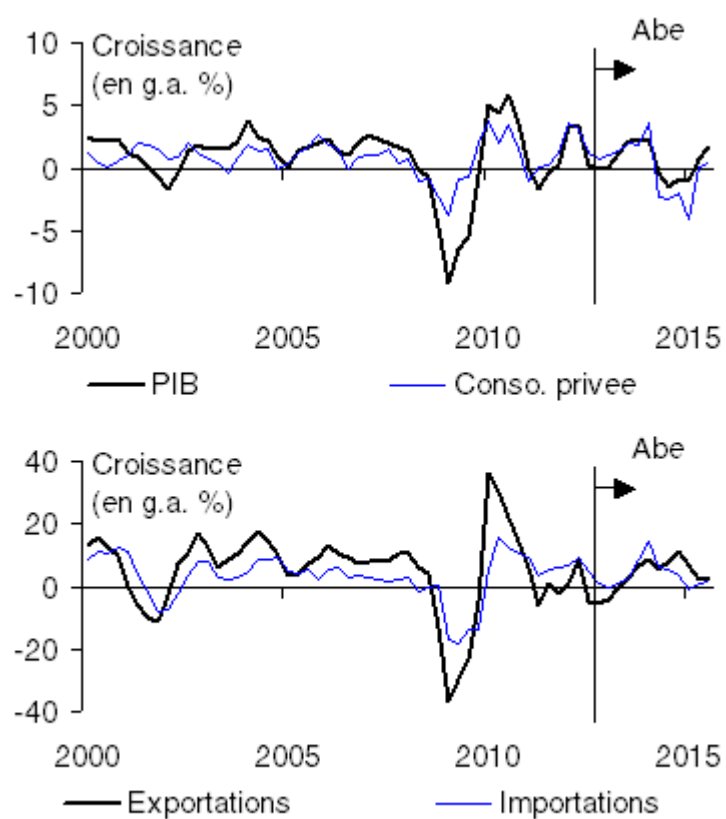


Salaires (scheduled cash earnings [provisoire])



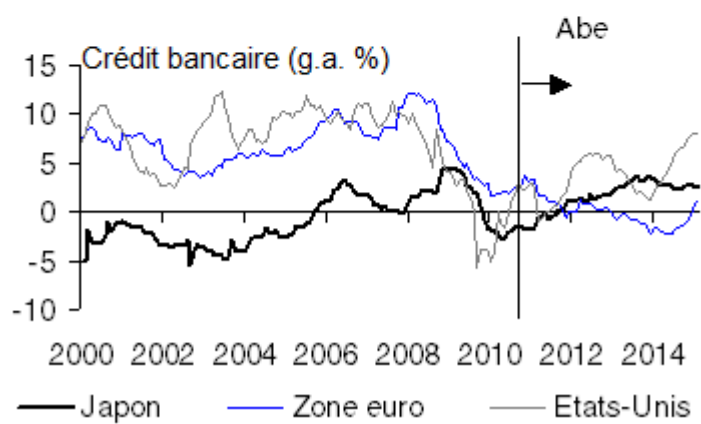
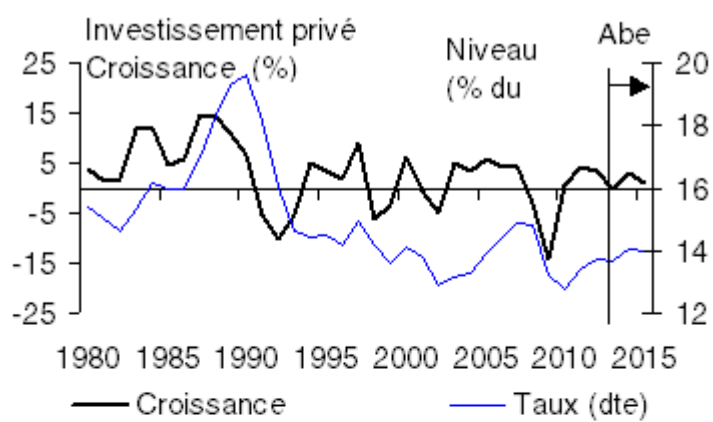
La politique monétaire depuis 2012 a permis au Japon de sortir de la déflation, même si celle-ci a été plus lente que prévue et en deça des prévisions de la banque centrale. A la différence de la sortie précédente de déflation en 2007-08, les anticipations des ménages et du secteur privé sont plus élevées. Les salaires ont aussi amorcé une reprise modeste et plus durable qu'en 2008.

Graphique 14: Croissance du PIB et exportations



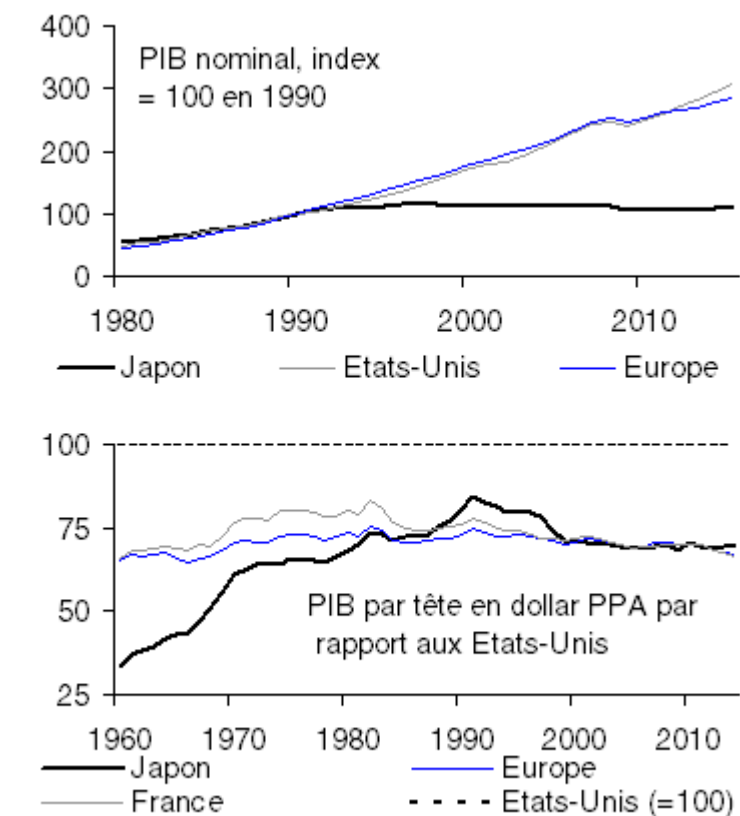
Source: CAO.

Graphique 15: Crédit bancaire et investissement



5. Annexe

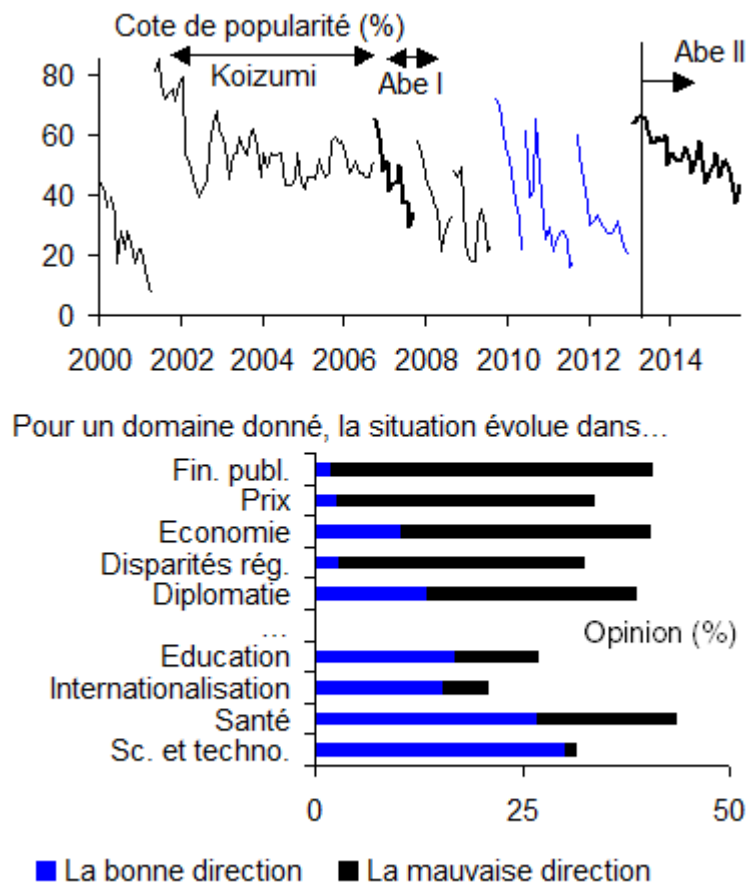
Graphique 16: PIB nominal et PIB par habitant (1960-2015)



Sources: OCDE et FMI.

Commentaire: Le PIB nominal au Japon a augmenté de seulement 10% en 25 ans, en raison à la fois du ralentissement de la croissance et de la déflation. En revanche, le PIB par tête est resté globalement comparable à celui de l'Europe, environ 30% en dessous de celui des Etats-Unis.

Graphique 17: Cote de popularité des premiers ministres (2000-15) et opinions sur l'économie



Source: NHK, sept. 2015; CAO enquête d'opinion jan. 2015

M. Abe a réussi à maintenir une cote de popularité supérieure à 45%, finalement très proche de celle de son prédécesseur M. Koizumi, en centrant son action sur l'économie, qui est la préoccupation principale des japonais. Ses cinq immédiats prédécesseurs (y.c. lui-même lors de son premier mandat) étaient passés en dessous de ce seuil en moyenne au bout de quatre mois et remplacés au bout d'un an.

Annexe Tableau 1: Chronologie économique et politique (1985-2015)

Année	Contexte politique			Cycles économiques		Principaux événements		Politiques économiques
	Premier ministre	Poids du PLD (%)	Assemb. Sénat	Récession (2T <0)	Cycle des affaires	Politique	Chocs économiques	Politiques (1) monétaires, (2) budgétaires, (3) bancaires et structurelles Slogan du gouvernement (souligné)
1985	Nakasone (depuis 1982)	49% (depuis 1983)	54% (depuis 1983)					Accords du Plaza (sept. 85)
1986		59%	56%			"Bulle" (1985-89)		Rapport Maekawa (avril 86)
1987								Stimulus budgétaire 1.1% PIB (sept. 86)
1988	Takeshita					Black Monday (oct. 87)		Accords du Louvre (fév. 87)
1989	Uno							Stimulus budgétaire 1,7% PIB et taxe à la consommation (TVA) introduite à 3%, privatisation de JNR (avril 87)
1990	Kaifu		43%			Pic boursier Nikkei (déc. 89)		Publication des accords de Bale I (juillet 88)
1991		54%	Nb. Principx partis opp.avec 40%			Pic immobilier (sept. 90)		Durcissement monétaire (mai 89 à août 90)
1992	Miyazawa		41%	1992T1(2)				"Gouvernement propre" (Kaifu)
1993	Hosokawa	44%	Nb. Principx partis opposite. avec 42%	1993T3(2)		Parlement divisé 1992-95		Assouplissement conventionnel de la Banque du Japon (juillet '91)
1994	Hata		45%	1994T3(2)		Premier gouv. non PLD depuis 1955 (août 93)		Stimulus budgétaire 2.2% PIB (fév. et aout 92)
1995	Murayama					Réforme électorale (mars 94)		Stimulus budgétaire 4% PIB (avril et sept. 93)
1996	Hashimoto	48%	Princip. opp.avec 44%	1996T2(2)		Retour du PLD dans la coalition (juin 94)		Mise en oeuvre effective de Bale I (avril 93)
1997				1997T3(5)		Retour du PLD comme premier min. (jan. 96)		Réforme des retraites (1994)
1998	Obuchi	36% (39%)						Créances douteuses officielles à 9% PIB (juin 95)
1999				1999T2(2)				Stimulus budgétaire 2,9% PIB (sept. 95)
								Plan de soutien aux jusens (jan. 96)
								"Six réformes majeures" (Hashimoto) "Big Bang" (nov. 96)
								Taxe à la consommation à 5% (avril '97)
								Indépendance de la Banque du Japon (juin 97) et gouverneur Hayami (mars 98)
								Loi sur la réforme budgétaire de structure (nov. 97)
								Stimulus budgétaire 8,1% PIB (avril et nov. 98)
								Suspension de la loi sur la réforme budgétaire (déc. 98)
								Création de la FSA, nationalisation de LTCB, injection de capital bancaire (juin, oct. et nov. 98)

Code: Politique: Premier ministre du PLD; majorité au Parlement ou majorité avec son partenaire de coalition (Komeito depuis octobre 1998)


Eco.: Minorité du PLD à la chambre haute mais plus de représentants que les autres partis (hors indépendants)


Période de récession (2 trimestres de croissance négative) et durée de la récession en trimestres (entre parenthèses).


Période de ralentissement (entre le sommet et le creux du cycle des affaires).


Sources: CAO pour les récessions; auteurs.

Année	Contexte politique		Cycles économiques	Principaux événements	Politiques économiques
	Premier ministre	Poids du PLD (%) Assemb. Sénat			
			Récession Cycle des (2T <0) affaires	Politique	Politiques (1) monétaires, (2) budgétaires, (3) bancaires et structurelles Slogan du gouvernement (souligné)
2000	Mori	49% Princip. (55%)	2000T2(2)	Bulle dot-com (mars 00)	FSA chargé de la politique bancaire (mars 00)
2001	Koizumi	33% opp.avec		Election de Koizumi (avril 01)	ZIRP suspendu (août 00)
2002		44% (coalition 52%)		Attaque du 11 septembre	QE Quantitative Easing (mars 01)
2003					"Des réformes sans vache sacrées" (Koizumi)
2004		49% (56%)			"Changer le PLD, changer le Japon" (Koizumi)
2005		47% (coalition 56%)			Plan Takenaka d'assainissement bancaire (oct. 02)
2006		62% (68%)			Réforme des finances publiques locales ("Trinité", 03)
2007	Abe			Départ de Koizumi (sept. 06)	Fukui gouverneur de la Banque du Japon et extension de QE (mars 03)
2008	Fukuda	36% (coalition 43%)		Premier mandat d'Abe	Soutien de Resona et Ashikawa (mai et nov. 03)
2009	Aso	Nb. DPJ 45%		Parlement divisé 2007-2010	Interventions régulières sur le marché des changes (2002-04)
2010	Hatoyama	25% (29%)	2008T4(4)	Choc Lehman (sept 08)	Réforme des retraites (2004)
2011	Kan	Nb. PDJ 66%	2010T4(2)	Parlement divisé 2011-2012	Privatisation de la Poste japonaise (oct. 05)
2012	Noda	Nb. PDJ 43%	2012T2(3)	Tsunami et accident nucléaire (mars 11)	Fin de QE et retour au ZIRP (mars 06)
2013	Abe	61% (67%)	2014T2(2)	Election d'Abe (déc. 12)	"Pas de consolidation budgétaire sans croissance" (Abe)
2014		47% (coalition 55%)		Victoire du PLD au Sénat (juil. 13)	Shirakawa gouverneur de la Banque du Japon (avril 08)
2015		61% (68%)		Victoire du PLD à l'Assemblée (déc. 14)	Retour au Quantitative Easing (sept. '08)

Code: Politique:  Premier ministre du PLD (Parti libéral démocrate); majorité au Parlement ou majorité avec son partenaire de coalition (Komeito depuis octobre 1998)

Eco.:  Minorité du PLD à la chambre haute mais plus de représentants que les autres partis (hors indépendants)

 Période de récession (2 trimestres de croissance négative) et durée de la récession en trimestres (entre parenthèses).

 Période de ralentissement (entre le sommet et le creux du cycle des affaires).

Sources: CAO pour le cycle des affaires et les récessions ; auteurs.

Annexe Tableau 2a et 2b: Réformes structurelles

Mesure	Impact sur le PIB	Objectif d'Abe	Mise en oeuvre	Sources
Marché du travail				
Travail des femmes, creches	0.25	oui	30% FMI, OCDE	
Flexibilité, licenciement	...	non	10% ...	
Immigration	0.15	oui	10% FMI, OCDE	
Agriculture et commerce				
Agriculture (impact direct)	0.03	oui	50% T. Ito	
Accords de libre-échanges 2/	0.25 - 0.35	oui	30% FMI, A. Posen, CAO	
Déreglementation				
Déreglementation, ZES	0.20	oui	50% ...	
Electricite	...	oui	70% ...	
Réforme du soutien aux PME	0.25	non	0% FMI	
Climat des affaires	...	oui	... T. Hoshi	
Total	1.20			
Total (apres pondération)	0.30			

1/ Impact annuel; certaines des estimations en niveau sur dix ans, converties en impact annuel; estimation subjective de la portée des mesures ou de leur probabilité de mise en oeuvre.

2/ Accords de libre échange (sur 10 ans): discussion en cours, TPP + 0,7% ; EU-Japon + 0,6%; projets: RCEP (Asean+6) +1,1% et +0,75% accord tripartite Japon-Corée-Chine.

Mesures	Restriction	Calendrier
Projets de loi votés au Parlement ou approbation ministérielles		
Apr-13	Monopoles de distribution de l'électricité	2016-20
Nov-13	Suppression du soutien au prix du riz	Hors montagne 2018
Dec-13	Vente libre sur Internet des médicaments	"Prod. sans risque" 2016
Mar-14	Zones spéciales (SEZ), incluant Tokyo et Osaka	...
Apr-14	Congés de maternité avec 66% du salaire antérieur (contre 50% avai	2014
Apr-14	Code de gouvernance des entreprises	2015
Sept/Dec.14	Approbation pour des SEZ: Fukuoka, Kansai, Tokyo	2015-16
Jul-14	ALE Japon-Australie, 1/	Boeuf uniquement 2034
En cours / en discussion		
Jul-13	Admission du Japon dans les négociations de l'Accord Transpacifiqu	2016?
Feb-14	Rapport sur l'immigration.	...
2015	Augmentation des quotas pour les travailleurs étrangers en formation	...
2015	Renforcement de la gouvernance des fonds de pension	...

Sources: The Economist, Nikkei, Japan Times, 2012-2014; CAO; auteurs.

1/ Réduction du tarif sur le boeuf de 38.5% a 20% sur vingt ans; concessions minimales sur le blé, sucre, et produits laitiers; pas de changement sur le riz.

Annexe Tableau 3: Organisation administrative au Japon

Fonction	Japon	France	Europe
Finance internat. Finances publiques	Min. des Finances (MoF) International Bureau Budget Bureau	Ministère des Finances DG Direction du Trésor DG du Budget	DG Affaires économiques
Réglementation	Ministère de la Pol. Eco. L Cadrage budgétaire L Réforme réglementaire	Ministère de l'Economie et de l'industrie	DG Entreprise
Pol. industrielle Pol. commerciale	Min. de l'éco., commerce et industrie (METI) (avec MOFA et Min.Pol.Eco)	Affaires étrangères	DG Trade
Comptes nationaux	CAO (Cabinet Office) L ESRI	INSEE	Eurostat
Politique monétaire Stabilité financière	Banque du Japon (BoJ)	Banque de France	Banque centrale Européenne L ESRB (risque systémique)
Supervision bancaire	FSA (Financial Service Agency)	L ACPR (contrôle prudentiel)	EBA (Banking Authority)
Assurances	L SESC (Securities)	AMF (Aut. des marchés fin.)	EIOPA (Insurance Authority)
Marchés financiers			ESMA (Securities & Markets)
Organes consultatifs	CEFP (Council of Economic and Fiscal Policies) CIC (Industrial Competitiv.) CRR (Council Reg. Reform)	Conseil d'Analyse Economique Haut Conseil des Fin. Publiques	

Sources: auteurs.

CHAPTER II

ASSESSING MACROECONOMIC POLICIES¹

By Prepared by Alejandro Santos and Brieuc Monfort

A. Introduction

1. **The main macroeconomic problem in Paraguay is the persistence of high unemployment and low growth for an extended period of time.** Over the last 40 years, Paraguay has turned from being one of the most dynamic economies of Latin America in the 1960's and 1970's to one of the most stagnant economies in the world in the 1990' and early 2000's. Unlike most Latin American countries, Paraguay has avoided macroeconomic imbalances of dramatic proportions, such as hyperinflation, runaway fiscal deficits, or excessive foreign debt. While the growth accounting exercise of chapter 4 shows that the poor growth performance of the last decade is due mainly to structural problems and low productivity, poor macroeconomic policies have also contributed to low growth by creating instability and uncertainty, leading to low levels of investment and capital accumulation.
2. **This chapter assesses macroeconomic performance over the last decade and provides policy recommendations to address identified shortcomings.** The chapter tries to identify the appropriateness of fiscal and monetary policies against specific objectives. Section II analyses changes in long term growth and in business cycle and constructs an indicator of output gap used in the other sections of the chapter. Section III assesses fiscal policy in two dimensions: (i) the consistency of fiscal policy and debt sustainability; and (ii) whether fiscal policy was used as a stabilizing instrument against the business cycle. Section IV analyses whether monetary policy has been implemented with the ultimate objective of achieving price stability. Finally, section V concludes and proposes some policy recommendations.

¹ The authors would like to thank P. Cashin, P. Rodriguez, P. Molina, and the participants of the seminar at the Central Bank of Paraguay (December 2006) for their useful comments and suggestions.

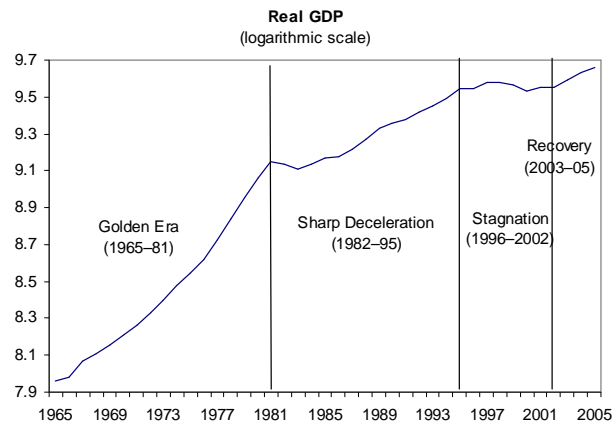
B. Growth, Cycles, and Output Gaps

Long-term trends

Main issues

3. While the average growth rate of the economy has been 4½ percent over the last 40 years, there have been clear changes in trends in at least three occasions. Breaks in trend occurred after 1981, 1995, and 2002. This has created four distinct periods in the economic history of the country.

- **Golden Era.** The first period goes from 1965 to 1981, when the economy grew at an average annual rate of over 7½ percent. High growth during this period comes mainly from the construction of the Itaipú hydroelectric dam in the 1970's on the border with Brazil (the largest dam in the world until recently) as well as from the development of agriculture in the western part of the country.
- **Sharp Deceleration.** The second period goes from 1982 to 1995, when the growth rate was reduced by more than one half to less than 3 percent. It coincided with the development of *Ciudad del Este* as a center for triangular regional trade, the transition to democracy, and the presence of higher unemployment and under employment rates in the economy.
- **Stagnation.** The third period covers 1996 to 2002, when the economy virtually came to a halt and unemployment rates increase further. This period is associated with a series of domestic financial crises, global instability (including the Asian 1997 and Russian 1998 crisis) and its impact on the regional economy, with Brazil exiting its exchange rate regime in 1999 and culminating with the debt default in Argentina in 2001.
- **Recovery.** The fourth period covers only the period 2003–05, when the economy began to grow at rates not observed in a decade, and the unemployment rate fell. It coincides with a regional recovery and the adoption of an economic program supported by the IMF.



Over the long-run, episodes of high growth have been associated with stability whereas periods of low growth have tended to be more volatile. Over the last 40 years, there was a clear inverse relationship between growth and stability (as measured by the coefficient of

variation of real GDP growth). Following a period of instability and stagnation, the economy is now growing with notable stability. While the higher growth with stability would have been part of the pattern of the past, there seems to be a new tendency for even higher stability. In fact, the coefficient of variation of the latest growth episode (2003–05) is even lower than during the “Golden Era” of the 1960’s and 1970’s. This is a remarkable development which points towards significant improvements in the macroeconomic management in the country.

Economic Growth Trends (In percent) 1/		
Period	Growth	Variation
1. Golden Era (1965–81)	7.7	0.4
2. Sharp Deceleration (1982–95)	2.9	0.9
3. Stagnation (1996–2002)	0.2	12.8
4. Recovery (2003–05)	3.7	0.2
Sources: Central Bank of Paraguay; and Fund staff estimates. 1/ Average real GDP growth and the coefficient of variation.		

Policy options

4. **The only relevant role of macroeconomic policies in influencing long-term growth is through the establishment of a stable economic environment.** While expansive short-term macroeconomic policies tend to expand the level of income, those expansions are usually short-lived, and if not properly timed, it could lead to inflation and stagflation. As Chapter 4 shows, a stable macroeconomic environment is more relevant for growth than previously thought. Long-term growth is given by resource endowment, factor accumulation and productivity. Only through structural reforms the rate of resource accumulation can be changed (i.e., more capital and better labor) and the level of factor productivity improved by changes in frameworks and institutions (i.e., development of capital markets, strengthening the labor market institutional framework and land reform).

Business cycles

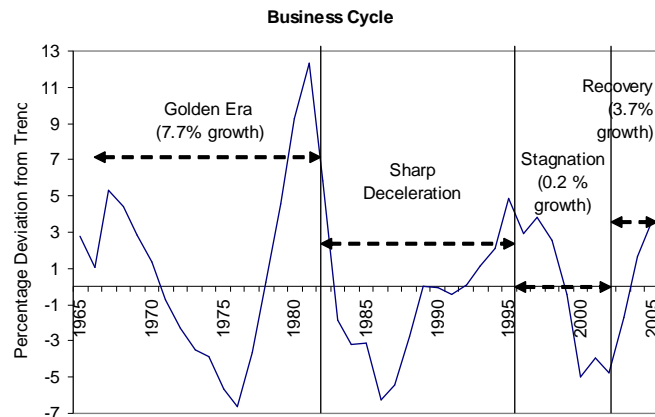
Main issues

5. **One of the striking features of the Paraguayan economy is that declines in output have been quite rare.** Over the last 40 years, real GDP fell in only four years (1982, 1983, 1999 and 2000); the growth rate was zero in only one year (2002); and there was positive growth but lower than 1 percent in three years (1986, 1996, and 1998). If these years were the standard for bad economic performance, about 2/3 of them occurred—not surprisingly—during the “Stagnation” period. In contrast, there were 17 years in which real GDP growth was higher than 5 percent, the great majority of them occurred during the “Golden Era”. It is important to note that population growth during the whole 40 year period was about 2½ percent per annum and that in about ¼ of the observations economic growth was lower than the population growth, the bulk of these cases were observed during the “Stagnation” period.

An “ideal” pass filter was used to estimate the business cycle. Measuring the business

cycle is a difficult and controversial task. There is no unique method for analyzing cycles, especially when there are changes in trends. Lately, Corbae and Ouliaris (2006) have proposed a new approach to estimating the business cycle econometrically by combining frequency domain techniques with spectral regression methods. Their “ideal” band pass filter for estimating deviations from the trend has been shown to have superior

statistical properties to the Hodrick-Prescott (1980) filter and the Baxter-King (1999) filter. The results are shown in the chart above. It is worth noting that for each of the growth periods identified before there is either a full business cycle associated with it or else a whole phase of a given cycle.²



6. Over shorter time horizons, there has been a tendency for the business cycle to reduce its amplitude and phase.

There have been 3 cycles over the last 40 years. The longest and more pronounced cycle was during the “Golden Era,” it lasted 15 years and created large deviations from the trend (in the range of $-6\frac{1}{2}$ to $+12\frac{1}{4}$ percent). The

second longest and more pronounced cycle was during the “Sharp Deceleration” period; it lasted 14 years and had lower variations from the trend, especially on the upswing (in the range of $-6\frac{1}{4}$ to 5 percent). The third cycle has been the shorter and the less volatile one, and covers the “Stagnation” on the downswing and the “Recovery” on the upswing. It has lasted thus far 10 years and presents a much lower variability from the trend (in the range $-4\frac{3}{4}$ to $3\frac{3}{4}$ percent). The reduction in the amplitude of the business cycle also points towards improvements in the conduct of macroeconomic policy.

Business Cycles (Percentage deviation from trend)				
Period	Downswing		Upswing	
	Years	Trough	Years	Peak
1. Golden Era	1967–76 (10)	-6.6	1977–81 (5)	12.3
2. Sharp Deceleration	1982–86 (5)	-6.2	1987–95 (9)	4.9
3. Stagnation	1996–2002 (7)	-4.8	---	---
4. Recovery	---	---	2003–05 (3)	3.7

Sources: Central Bank of Paraguay; and Fund staff estimates.

² For an application of the Corbae-Ouliaris technique in the context of the Caribbean (Antigua and Barbuda, Dominica, Grenada, St. Kitts and Nevis, St. Lucia, and St. Vincent and the Grenadines) and a comparison with developed countries (Canada, Germany, United Kingdom and the United States), see Cashin (2006). For an application in the case of Australia see Cashin and Ouliaris (2004). Estimates of the Paraguayan business cycle using the Hodrick-Prescott filter rendered a more volatile and “noisy” series.

Policy options

7. **Macroeconomic policies should be designed with a view to minimize the amplitude of the business cycle.** While it is tempting to only take action on the downswing through expansionary policies to avoid a recession, policy frameworks should be in place to undertake contractionary policies on the upswing and prevent overheating and inflation. For this reason it is important to strengthen the budgetary framework (including through the development of fiscal responsibility laws) and the monetary framework (including by strengthening the financial viability and independence of the Central Bank).

Output gap

Main issues

8. **While it is difficult to make assessments about the output gap in an economy that is in the process of increasing its growth potential, all indications are that the economy is currently operating beyond its capacity.** The sustained growth in the economy over the last three years, the significant reduction in the unemployment rate over the same period, and increases in real wages in the last few years indicate that there is a positive output gap (defined as the ratio of actual to potential output).

9. **Three methods were used to estimate the output gap, and all of them point toward a positive output gap.** On average these methods suggest that there is a positive output gap of about 2 percent in 2005.³

Output Gap (In percent)	
Method	Gap
1. Production Function	0.7
2. "Ideal" Pass Filter	3.7
3. Okun's Law	1.2
Average	1.9
Source: Fund staff estimates.	

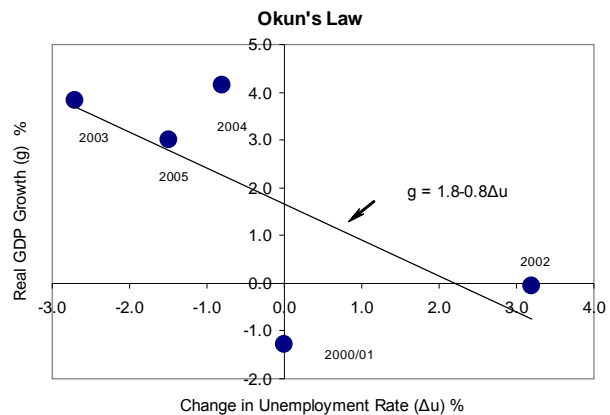
- ***Production Function.*** This method consists in estimating an aggregate Cobb-Douglas production function and then projecting potential output based on resource availability and an estimate of total factor productivity (similar to the growth accounting exercise of Chapter 4). Braumann (2000b) used a similar method for Paraguay and found at the time a large negative output gap for 2000. Updating his methodology using data through 2005 reveals that there is currently a small positive output gap (0.7 percent).

³ For a survey of output gap methodologies used at the IMF see De Masi (1997). There is no consensus on which methodology is better. Billmeier (2004) investigated four different measures of output gap in explaining a simple inflation equation for five European countries (Finland, France, Greece, Italy and the United Kingdom) and found that there is not one measure that is superior to the others. These methods assume that the size of the informal (unreported) economy and the quality of the institutions remain broadly unchanged. Concerning Paraguay, Jenkner (2000) estimates that the informal economy could be as much as 20 percent of reported GDP, while Mercer-Blackman (2005) concludes that poor economic performance in Paraguay is related to persistent weak institutions.

- **Statistical Filter.** This method simply uses any of the well known filters to separate trend from cycle, and then uses the cycle to see how much it departs from the trend. The “ideal” pass filter mentioned before indicates a positive output gap in 2005, although the estimate (3.7 percent) might be affected by end- point bias.
- **Okun’s Law.** This method, proposed by Okun (1962), estimates how much output can be generated by a reduction of the unemployment rate by one percent (the Okun coefficient). While there are not enough observations to estimate a reliable coefficient, the least square estimate was only 0.8 (a relatively low value). On the assumption that the natural rate of unemployment in Paraguay is 7.3 percent (see below), the difference between the natural rate and the current unemployment rate implies a small positive output gap (1.2 percent).

10. **The Okun relationship highlights the presence of low growth in the economy and structural problems in the labor market.** The figure on Okun’s Law shows the relationship between output growth (g) and changes in the unemployment rate (Δu), that is, Okun’s law. The relationship underscores two features of the Paraguayan economy.

- **A low natural growth rate of the economy.** The intercept of the fitted line is 1.8 percent, which would be an estimate of the natural growth rate of the economy (i.e., real GDP growth in the steady state when there are no changes in the unemployment rate). This estimate is very close to the average growth rate of the economy over the last 25 years, which is 2.2 percent.
- **A high natural rate of unemployment.** The slope of the fitted line is 0.8 (the Okun coefficient). For each 1 percent reduction in the unemployment rate, output increases by 0.8 percent, which is low by international standards and suggests low labor productivity.⁴ Notice that the observation for 2005 actually lies along the fitted line in the north-west quadrant, which implies a growth above the natural rate and an unemployment rate below the natural rate of unemployment. A movement along the fitted line to the intersection of the vertical axis (the steady state with no change in unemployment), would imply an increase in the



⁴ Freeman (2001) has found that the average value of the Okun coefficient for a sample of 10 developed countries was about 2 (Australia, Canada, France, Germany, Italy, Japan, Netherlands, Sweden, the United Kingdom, and the United States). The highest coefficient was 3.9 for Japan and the lowest was 1.0 for Italy. The coefficient for the U.S. was 2.3.

unemployment rate of 1.5 percentage points to a natural rate of unemployment of 7.3 percent and a fall in output of 1.2 percent, which gives the estimate of the output gap. The relatively high estimate of the natural rate of unemployment indicates serious problems in the functioning of the labor market.

Policy options

11. **The authorities should strengthen their capabilities to forecast potential output and the output gap.** This should not be difficult to achieve as both the Central Bank and the Ministry of Finance have research departments able to make projections on output and the phase of the business cycle. These forecasts would need to be transmitted to policy makers to help them shape their views on how to conduct policies. As Paraguay develops capital markets and more market analysis become available, the authorities should incorporate those forecasts and views in their own projection. Assessments about the output gap need to be reviewed periodically given the ambitious structural reform agenda in the authorities' program. Once structural reforms take hold, the productive capacity of the economy expands and early signs of a positive output gap may disappear.

C. Fiscal Policy Appraisal

12. **This section evaluates fiscal policy against two main objectives, maintaining debt sustainability, and conducting a countercyclical policy.** The analysis is based, for the first part, on a debt accumulation equation, and, for the second part, on the fiscal impulse methodology.

Debt sustainability

Main issues

13. **The debt dynamics depends on the primary fiscal deficit, the difference between interest rate and growth, and the real depreciation.** For simplicity all public debt is assumed to be denominated in US dollars.⁵ Denote E_t the exchange rate of the *guaraní* in U.S. dollar terms, D_t the debt outstanding at time t denominated in dollars, $FISC_t$ the fiscal balance in local currency, $PRIM_t$ the primary balance in local currency, r_t the nominal interest rate on foreign debt in dollars. The debt accumulation equation can be written as follows:⁶

⁵ In the case of Paraguay, about 98 percent of the non-financial public sector debt is denominated in foreign currency, mostly US dollars.

⁶ For details on the debt sustainability framework see IMF (2002). Goldfajn (2002) finds that for a reasonable set of parameters the public debt in Brazil is sustainable despite market turbulence. Santos (2003) analyzes the
(continued)

$$(1) \quad D_t = -FISC_t / E_t + D_{t-1} = -PRIM_t / E_t + (1+r)D_{t-1}$$

Dividing by nominal GDP in dollar terms (i.e., $P_t Y_t / E_t$) and subtracting by $[D_{t-1}E_{t-1}/(P_{t-1}Y_{t-1})]$ on both sides, gives:

$$(2) \quad \frac{D_t E_t}{P_t Y_t} - \frac{D_{t-1} E_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} = -\frac{PRIM_t}{P_t Y_t} + (1+r) \frac{D_{t-1} E_t}{P_t Y_t} - \frac{D_{t-1} E_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}}$$

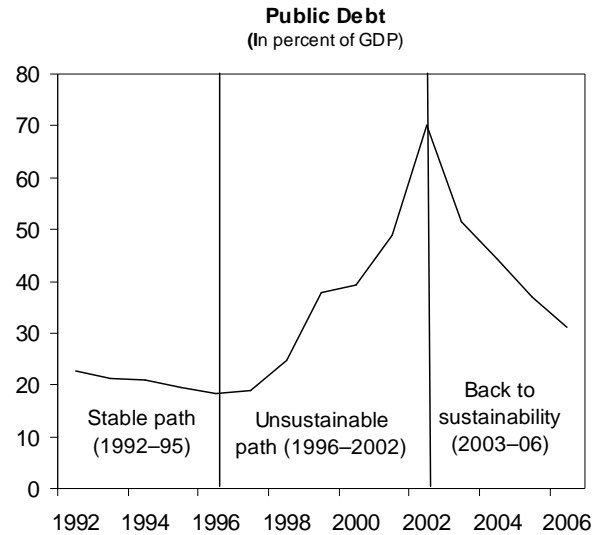
Finally, denoting d_t and $prim_t$ as the debt and primary fiscal balance ratios in terms of GDP, and π the inflation rate, g the real growth rate and δ the depreciation rate, and after rearranging, can be approximated by:⁷

$$(3) \quad \Delta d_t \approx -prim_t + (r - \pi - g + \delta)d_{t-1}$$

A primary surplus and a high real growth rate tend to reduce the debt ratio, while high real interest rate and exchange rate depreciation tend to increase the debt ratio.

14. **The debt dynamics of the last 15 years show three distinct periods.** The figure on Public Debt displays a relatively constant non-financial public sector (NFPS) debt-to-GDP ratio in the first half of the 1990's with a sharp rise in the second half of the 1990's only to fall in the last few years.

- **Stable Path (1992–95).** The NFPS debt ratio remained relatively stable in the early 1990s, hovering around 20 percent. The depreciation of the exchange rate put upward pressure on the debt ratio but that was compensated by a higher primary surplus and lower real interest rate (See below table on Public Debt Decomposition).



debt and macroeconomic policies that allowed Russia to regain sustainability following the domestic debt default of 1998.

⁷ Equation (3) is an approximation, the solution to (2) is given by:

$$\Delta d_t = -prim_t + d_{t-1} \left(\frac{r + \delta - g - \pi + r\delta - \pi g}{(1 + \pi)(1 + g)} \right) \approx -prim_t + d_{t-1} (r + \delta - g - \pi)$$

- **Unstable Path (1996–2002).** The NFPS debt ratio rose from 20 to 70 percent between 1996 and 2002 due, by and large, to the sharp depreciation of the *guaraní*, although fiscal policy was loose and was also a cause of the debt built-up. During this period, the *guaraní* depreciated against the U.S. dollar by more than 230 percent (of which 100 percent took place in 2001–02 as a spillover of the crisis in Argentina). This contributed to an increase of debt by close to 50 percentage points. In addition, the economic recession fueled an increase of the primary deficit, which contributed to a further increase of the debt ratio by 9 percent, and an almost constant real GDP level.
- **Back to Sustainability (2003–06).** The NFPS debt-to-GDP ratio subsequently declined to about 30 percent by 2006, reflecting the combination of lower interest rate, higher growth and a higher primary surplus. Since 2002, all factors have contributed to the decline of the debt rate, namely, the exchange rate has strengthened cumulatively by over 25 percent, the primary balances have returned to surplus, the nominal and real interest rates have fallen, and the cumulative real growth now exceeds 15 percent.

Public Debt Decomposition (In percent of GDP)			
	1992–95	1996–2002	2003–06
Public debt 1/	19.5	71.7	27.5
Cumulative change	-3.1	52.2	-44.2
Primary deficit	-3.6	9.0	-12.1
Real interest rate	-4.8	-7.1	-15.9
Real GDP growth	-2.3	0.1	-6.4
Exchange rate	5.9	48.6	-8.2
Other	1.7	1.6	-1.7
Source: Fund staff estimates.			
1/ End of period.			

Policy options

15. **The authorities should improve their debt management capabilities.** While considerable improvement has been observed in handling debt issues since 2003, consideration should be given to the creation of an office at the Ministry of Finance to handle all public debt and public credit issues. The office should have an updated debt reporting system to ensure the fiscal authorities are always aware of the debt profile and obligations falling due. The office should also be in charge of designing a medium-term debt strategy and develop guidelines on the terms of the borrowings for the public sector.⁸ The office

⁸ The terms of the public debt are as important as the level of debt. In 2002 domestic debt amounted to only 2 percent of GDP but one of the clauses in the domestic bonds included a put option which was exercised after the 2002 financial crisis. This happened at a time the public sector was having serious budgetary and financing problems (including prospective large payments of bond amortizations in 2003) and lead to a restructuring of its domestic bonds in 2003, which was concluded in 2004 (see Box 1 in EBS/06/120). No external debt restructuring has taken place in modern history, external debt represents the bulk of the public debt.

should participate in the preparation of the budget and in other macroeconomic discussions to constantly assess the sustainability of the public debt.

Countercyclical policy

Main issues

16. **This section assesses whether fiscal policy in Paraguay has followed or resisted the business cycle.** A casual glance at the data suggests that fiscal surpluses in the early 1990s and since 2002 were associated with relatively higher growth, while fiscal deficits in the late 1990s–early 2000s were related to the period of economic crisis. However, this correlation is likely to reflect the impact of automatic stabilizers in periods of upswing or downswing rather than the overall direction of discretionary fiscal policy. The use of the fiscal impulse methodology allows to filter out cyclical effects.

17. **The methodology rests on the construction of a cyclically neutral balance, from which the fiscal impulse is calculated.** The cyclically neutral balance would result from allowing only the automatic stabilizers to play. To proxy this situation, discretionary expenditures are maintained as an unchanged proportion of long run GDP (potential output) while tax revenues are computed using a fixed tax rate and actual GDP. The cyclically neutral balance (NB) is thus calculated as:

$$(4) \quad \text{Neutral Balance (NB)} = \tau Y - \gamma Y^*$$

where Y is actual nominal output, Y^* potential output measured at current prices, τ the ratio of revenues to GDP, and γ the ratio of expenditures to GDP. Both ratios were frozen at their average level for the period considered, 1990-2006. The *fiscal stance* (FS) is the difference between the cyclically neutral balance (NB) and the actual balance (FB).

$$(5) \quad \text{Fiscal Stance (FS)} = \text{Neutral Balance (NB)} - \text{Fiscal Balance (FB)}$$

A positive fiscal stance signals an expansionary policy. The fiscal stance is not an ideal gauge of fiscal policy as the structure of the budget may evolve over time or the sustainable level of deficit may change depending on interest rates or growth. The *fiscal impulse* (FI), that is, the change in the fiscal stance (FS), is the preferred gauge of fiscal policy:

$$(6) \quad \text{Fiscal Impulse (FI)} = \Delta \text{ Fiscal Stance } (\Delta \text{FS})$$

A positive fiscal impulse thus means that the fiscal policy is expansionary.

18. **Exogenous factors to the fiscal position were excluded from the calculations.** On the revenue side, royalties from the hydroelectric plants at Itaipú and Yacyretá were removed, as their variations reflect the impact of electric production or the renegotiation of the contracts in favor of Paraguay in the late 1990s. On the expenditure side, interest payment were also removed as they follow a pattern that is determined by past public debt

obligations. Interest payment are sometimes included in fiscal impulse exercise, if government interest expenditures increase household incomes and purchasing power, but this effect should be limited in Paraguay as only a tenth of interest payments are paid on domestic debt. Thus, the indicator of fiscal policy considered is that of the primary fiscal deficit excluding royalties. The calculations are principally discussed for the central government, and then extended to the consolidated public sector.

Fiscal Policy Indicators (In percent of GDP)			
	Upswing 1990–95	Downswing 1996–2002	Upswing 2003–06
1. Primary balance	1.6	-1.4	1.6
2. Adjusted primary balance 1/	-0.5	-4.6	-2.2
3. Neutral primary balance 1/	-2.4	-2.7	-2.3
4. Fiscal stance (3-2)	-1.9	1.9	-0.1
5. Fiscal impulse ($\Delta 4$)	-0.1	0.6	-0.4
6. Output gap (in percent)	1.3	-0.7	1.8
7. Real GDP growth (in percent)	3.7	0.2	3.6
1/ Excluding royalties.			

19. **Fiscal policy has been mildly countercyclical on average over the past fifteen years.** The sample period is partitioned in three sub-periods that corresponds to different phases of the business cycle (see table on Fiscal Policy Indicators):⁹

- **Upswing 1990–95.** During this period the economy grew by 3.7 percent annually. The fiscal stance was contractionary, about 2 percentage points of GDP below the neutral balance. The fiscal impulse was broadly neutral.
- **Downswing 1996–02.** The impact of successive banking crises and contagion effects from the crises in Brazil or Argentina led to an average economic growth rate of close to zero. The fiscal impulse was supportive of growth, representing 0.6 percentage points of GDP. The ability to sustain counter-cyclical policies was hampered by the sharp increase in debt.
- **Upswing 2003–06.** The economy recovered and returned to a growth rate close to those of the first sub-period. The fiscal stance was broadly neutral on average, while the fiscal impulse was negative representing about -0.4 percentage points of GDP.

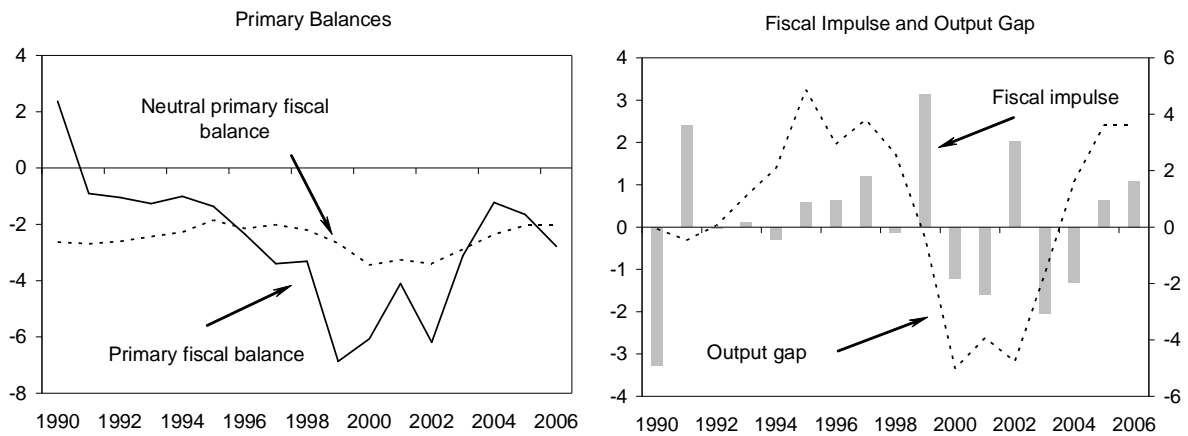
Fiscal Correlations with Output Gap				
	Central Administration		NFPS	
	Coefficient	Std. Error	Coefficient	Std. Error
Fiscal stance	-0.20	0.17	-0.12	0.18
Fiscal impulse	0.10	0.14	0.12	0.20
Source: Fund staff estimates.				

20. **However, efforts to maintain a countercyclical policy have not been maintained, leading to period of pro-cyclical policies.** The lack of endurance in maintaining the right

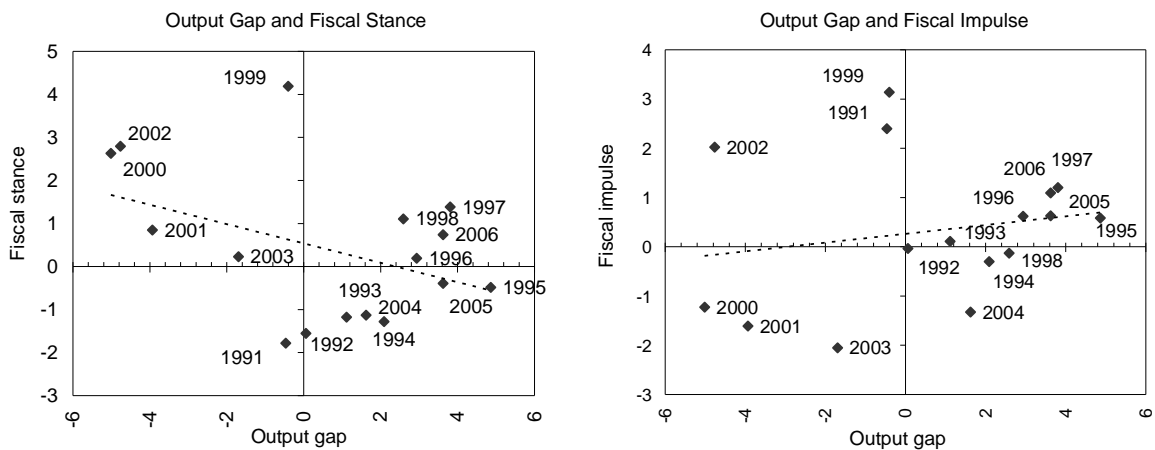
⁹ Evidence of the electoral cycle on fiscal policy, as suggested by Braumann (2001), seems relatively modest. The presidential election in 1993 does not seem to have resulted in fiscal expansion. Presidential elections in 1998 or 2003 are associated with a positive fiscal impulse the year prior to the election, but these impulses are modest compared to the expansion in 1999 or the contraction in 2003.

fiscal stance has led to periods in which fiscal policy has been pro-cyclical, this has been particularly true in the last few years. Although the fiscal impulse was positive on average during the crises of the late 1990s–early 2000s, it was negative in 2000 and 2001, thus reinforcing the business cycle. It is possible that the large fiscal expansion in 1999 required a correction the following years, despite the persistence of the crisis or that the market imposed limits in the level of borrowing that forced a change in the fiscal stance. For the most recent period, although the fiscal impulse is negative on average, it has been on an upward trend and pro-cyclical in 2005 and 2006. Overall, fiscal policy has not been consistently pro-cyclical over the period: the correlation between the output gap and the fiscal stance is negative, as expected, but is not significantly different from zero, while the one between the output gap and the fiscal impulse is also insignificant but shows signs of pro-cyclical policies.

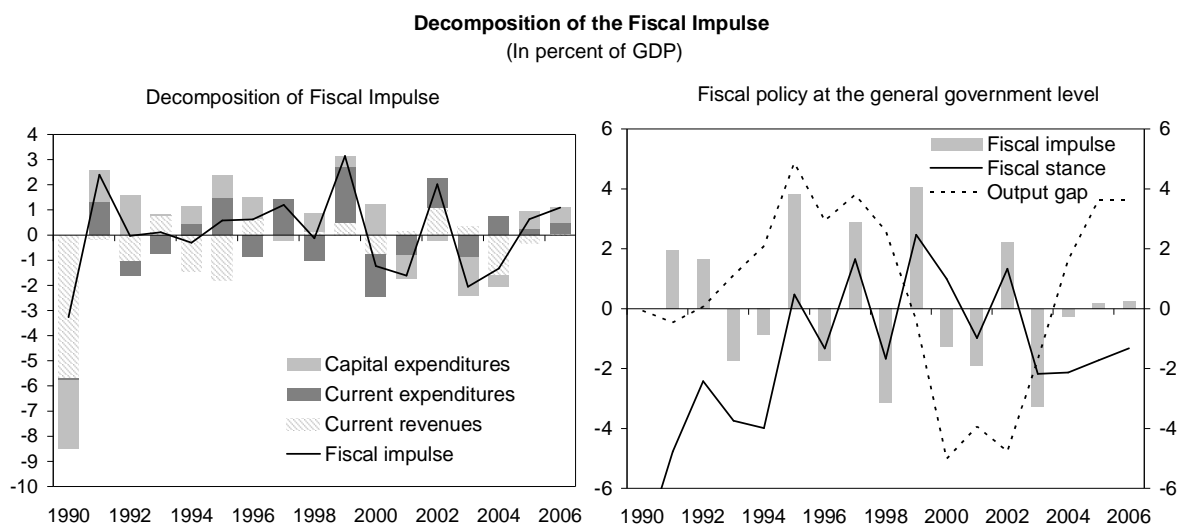
Fiscal Balance, Fiscal Impulse and Output Gap
(In percent of GDP)



Correlation Between Output Gap, Fiscal Stance, and Fiscal Impulse
(In percent of GDP)



21. **The pro-cyclical fiscal policies of 2005–06 are driven by an expansion in public investment.** An analysis of the fiscal impulse by economic classification revealed that a significant part of the positive impulse of the last two years was due to higher capital expenditures. This is likely to reflect a catching up after a contraction in 2003–04. While current expenditures also contributed to the fiscal impulse, their contribution is much lower. Extending the analysis to the consolidated nonfinancial public sector (NFPS), the fiscal impulse over 2005–06 is only of 0.2 percentage points of GDP on average (against 0.8 for the central government). This difference can be explained in part by improvements in the financial position of the public enterprises that mitigated the fiscal impulse coming from the Central Government.



Policy options

22. **There is significant room for improving the conduct of fiscal policy over the business cycle.** While fiscal policy has been strengthened significantly over the last few years, it remains subject to political pressures, and uncertainties related to the approval of budgets that deviates significantly from the Executive's budget submission. It needs to be recognized that if fiscal policy was pro-cyclical in 2005–06, there were fiscal surpluses in both years and it was politically impossible to run a countercyclical policy. In both years the Executive branch had to use a "financial plan" to cut expenditures by about 2 percent of GDP with respect to budgetary appropriations. However, this situation highlights the weaknesses of the fiscal institutions in Paraguay (see Chapter 2). The authorities are encouraged to work in two areas to address this problem: (i) strengthen the budgetary design phase to ensure that the budget proposal envisage a countercyclical policy to reduce the magnitude of the business cycle; and (ii) strengthen the legal framework to prevent that Congress can turn around the fiscal stance. These reforms are difficult and will require time. The authorities are encouraged to develop an information campaign to make the public aware of the situation and gain political support for these reforms.

D. Monetary Policy Evaluation

23. **The conduct of monetary policy is complicated by the wide range of potentially conflicting objectives pursued by the monetary authority.** The central bank law states that the fundamental objective of the central bank is “to preserve and to monitor the stability of money,” a somewhat ambiguous objective since it can refer either to internal or to external stability. In addition, the central bank charter states that monetary, credit, and exchange rate policies are to be decided in coordination with other unspecified institutions, although the central bank is responsible for their implementation. Beyond inflation, monetary policy objectives seem to have included real activity, the level and the rate of change of the exchange rate, and the level of official international reserves.

24. **This section investigates the determinants and constraints of monetary policy.** It analyzes the impact of real activity, inflation, and the external environment on policies. In addition, monetary policy has been constrained by the fragility of the banking system, afflicted by recurrent crises between 1995 and 2002, by the intermediate level of dollarization, and by the weak balance sheet of the central bank. To summarize the factors influencing monetary policy, we estimate a Taylor rule reaction function, augmented by external variables, and compare the results for Paraguay with those of other countries in the region.

Monetary policy environment

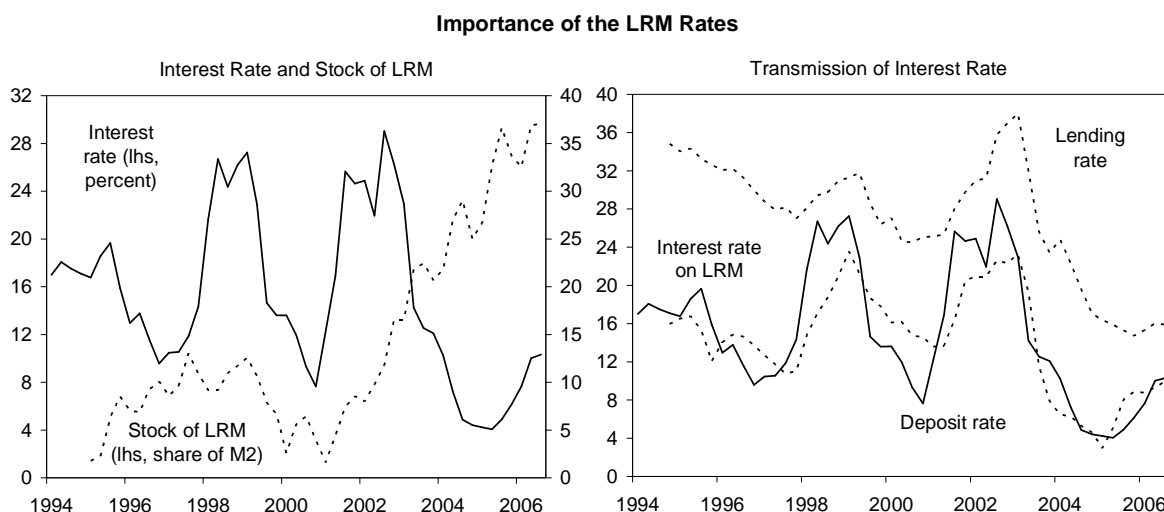
Main issues

25. **The monetary environment in Paraguay is characterized by intermediate dollarization, high volatility, and a weak banking system.** In 2004, dollarization in Paraguay was about one half of deposits and loans. This places Paraguay in an intermediate position between a group of highly dollarized countries in the region (Peru, Bolivia, Uruguay or Ecuador, with dollarization above 70 percent) and countries with a low level of dollarization (Chile, Colombia, Brazil, and Argentina since the end of the currency board, with dollarization below 20 percent). Dollarization is not the legacy of a period of hyperinflation as in many countries in the region, but rather the impact of the

Comparison of Conditions in Dollarized Economies					
	Level of Dollarization				
	Low		Mid	High	
	Colombia	Chile	Paraguay	Peru	Bolivia
Deposit dollarization	2.0	11.9	47.0	64.1	85.3
Loan dollarization	6.1	10.3	51.7	73.9	97.7
Volatility of: 1/					
NEER	20.0	14.8	23.0	8.5	16.1
GDP	15.0	3.8	6.9	7.1	3.7
NIR	2.0	2.4	2.7	1.8	1.8
Interest rate	7.6	2.3	10.6	6.8	2.4
Inflation	23.2	7.4	7.7	15.6	9.4
Exchange rate flexibility					
Calvo-Reinhart index 2/	0.8	0.9	0.1	0.1	0.1
Sources: Rennhack, Nozaki, 2006; and Fund staff estimates.					
1/ Standard deviation of annual growth rates normalized by their average, 1994–2006.					
2/ Calvo-Reinhart index (1990–2004), variance of nominal exchange rate changes over the variance of NIR changes and short term interest rate changes. An index closer to zero indicates less flexibility.					

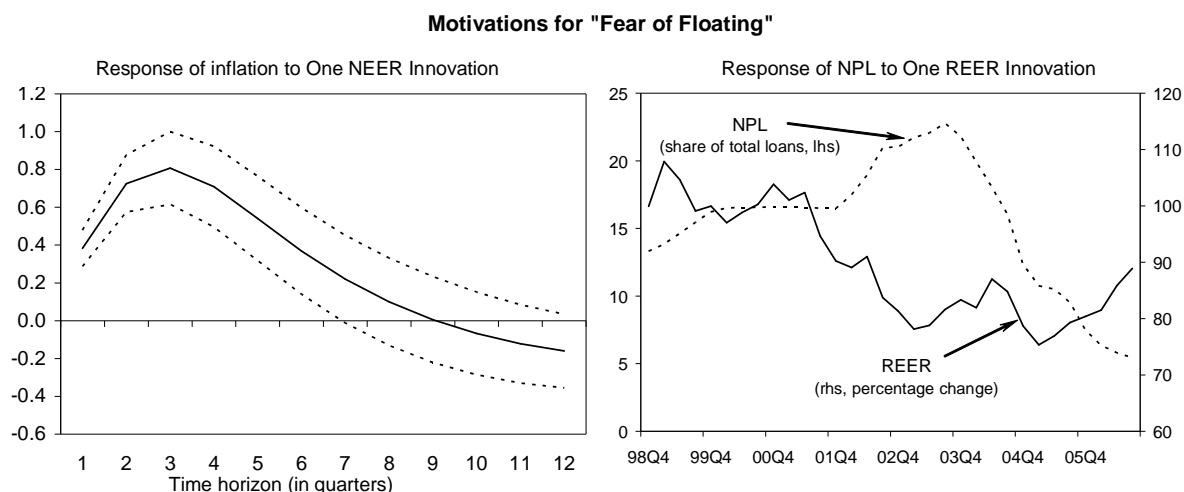
contagion of financial uncertainty from other countries. Moreover, volatility of the economy is one of the highest in the region, in part the result of its financial and trade linkages with its two large neighbors with a turbulent economic history, Argentina and Brazil. Weak supervision of the banking system and external shocks has contributed to a fragile financial system. Despite recent improvements, traditional prudential indicators tend to underestimate the vulnerability of the financial system because of weak supervision.

26. **Models of monetary policy rule gives preeminence to interest rates in the analysis of monetary conditions over monetary aggregates.** This may not be relevant to countries where interest rates are not good policy signals, either because of underdeveloped interbank market, or because of limited transmission to other interest rates. To analyze the monetary policy rule in Paraguay, we use the interest rate on Central Bank bills called *Letras de Regulación Monetaria* (LRM) as the policy interest rate. Although the stock of LRMs was relatively marginal in the mid-1990s, the stock of LRMs has grown since 2000 to sterilize large capital inflows. In addition, throughout the sample period, the interest rate on LRMs is closely correlated with other relevant interest rates, such as the deposit rate on local currency, and to a lesser extent, to lending rate in local currency. Furthermore, the analysis of monetary aggregates over the same period is complicated by the significant demonetization following recurrent banking crises, especially in 2002, and the ensuing remonetization.



27. **Interest rates and international reserves have been used to smooth the path of the exchange rate.** Although, the volatility of the nominal effective exchange rate (NEER) is the largest in a selection of Latin American countries in Table 7, the flexibility of the exchange rate as measured by the Calvo-Reinhart index is low and no different from that of highly dollarized economy such as Peru or Bolivia. Highly dollarized economies tend to limit nominal exchange rate changes at the cost of large changes of net international reserves (NIR) or interest rate because of “fear of floating”. This can be explained by balance sheet effects and by the high pass-through of depreciation to domestic prices. As in many

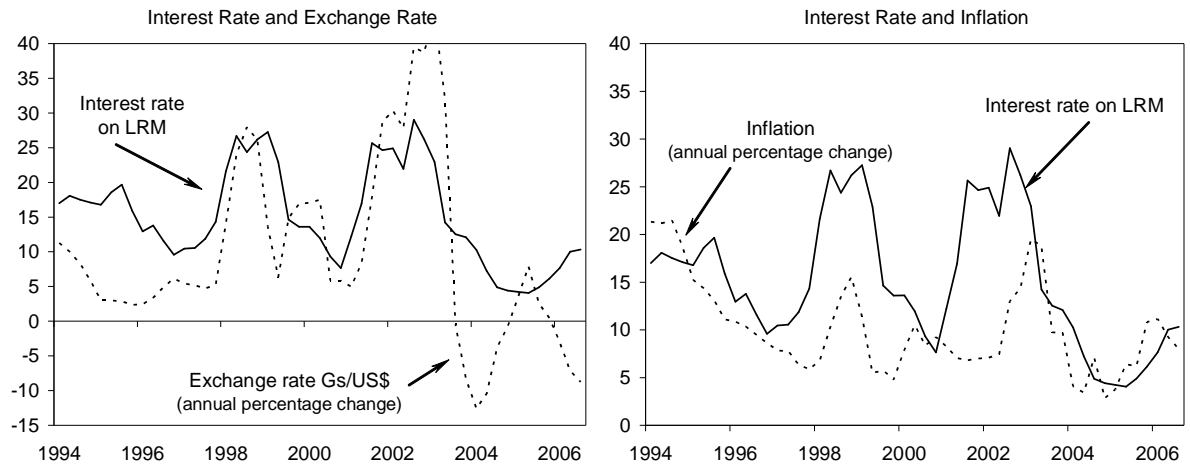
dollarized economies, the exchange rate pass-through in Paraguay is significant and the impact of an exchange rate shock is long-lasting.¹⁰ By contrast, in countries with low dollarization, the interest rate is used to control inflation, while the exchange rate floats more freely and NIR adjust in consequence. Given the inherent high volatility of the exchange rate in Paraguay, efforts to smooth the path of the exchange rate would require large changes of NIR and interest rates, which are indeed the most volatile of the sample above.



28. **Until the past two years, interest rates seem to have responded more to changes in the exchange rate than to inflation.** Interest rates were hiked substantially in 1998–99 and in 2001–03 following the end of the currency board in Argentina. Only in 2005–06, was the gradual rise in interest rates disconnected from exchange rate movements. It has responded to inflationary pressures coming from the need to issue more LRMs to sterilize capital inflows and from the inflationary pressures following the appreciation of the Brazilian real and the subsequent rise of imported prices. Interest rates have been maintained at a moderate level due to continued needs to sterilize and to the need to contain inflationary pressures.

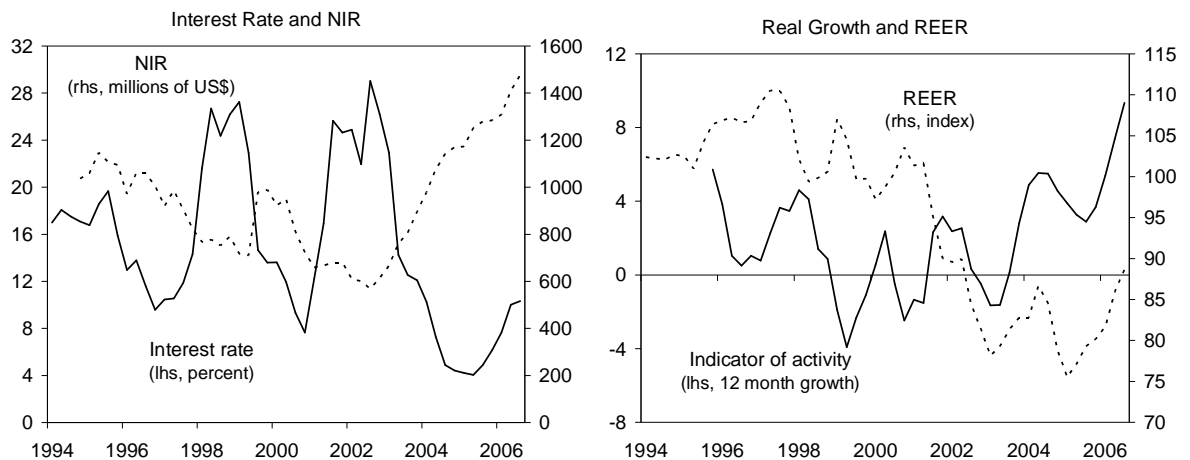
¹⁰ Pass-through estimates are obtained in a VAR estimated over 1996–2006 which includes oil prices in local currency, US Fed Fund rates, output gap, NEER and the CPI index.

Do Interest Rates Target the Exchange Rate or Inflation?



29. **Net international reserves have been used as an alternative instrument to smooth the exchange rate.** High international reserves allow the central bank to lower interest rates, while rates are adjusted once reserves are depleted. Particularly telling is the example of 2000, when a US\$400 million loan from Taiwan allowed the central bank to drastically reduce the interest rate whose high level may have contributed to slow economic activity. One year later, as reserves were gradually exhausted in an attempt to stabilize the exchange rate and returned to the previous level, the central bank raised interest rate again. To a certain extent, the initial decline of the interest rate after 2003 may also be related to the high level of capital inflows feeding into reserves, until the impact of capital inflows added to inflation pressures.

Reserves, Growth and the Real Exchange Rate



Estimation of a monetary policy rule

Main issues

30. **A traditional Taylor rule, augmented by additional variables, was estimated to capture the specific objectives and constraints of monetary policy in Paraguay.** The specification of the monetary policy rule as well as the idea to compare between high and low dollarized economies borrow from Leiderman, Maino and Parrado (2006). The traditional Taylor rule has the central bank adjusting interest rate (i_t) to the inflation gap (π_t) and output gap (OG_t) (see Taylor 1993). Following Leiderman et. al., (2006) we also estimate alternative reaction functions, by accounting for the impact of international interest rate conditions with the inclusion of the interest rate on U.S. Fed Funds (FF_t), or for external conditions by adding the change in net international reserves (ΔNIR_t) and the change of the real effective exchange rate ($\Delta REER_t$). Finally, to complete the model, the lag interest rate (i_{t-1}) is added to accommodate the behavior of smooth and slow adjustment of interest rate toward its desired level. The final equation is the following:

$$(7) \quad i_t = \alpha + \beta \pi_t + \gamma OG_t + \delta \Delta REER_t + \eta \Delta NIR_t + \kappa FF_t + \lambda i_{t-1} + \varepsilon_t$$

As some of the variables considered in the right hand side are endogenous, the model is estimated using a method that yields consistent estimates in the presence of simultaneous equation problems. For this purpose, the Generalized Method of Moments (GMM) is used. Estimations were carried out using quarterly data for the period 1995Q1 to 2006Q2. In the baseline cases, inflation, change in REER and change in NIR are measured as year-on-year changes. The first lag of independent variables is used as instruments.

31. **The traditional determinants of the Taylor rule are not significant for Paraguay.** Regressions are presented in the table below. The estimation of a reaction function with only inflation and the output gap presents serious serial correlation of the residuals (regression 1); when the lag interest rate is added to correct for this issue, the coefficient on both inflation and output are not significant (regression 2). In the augmented model with external variables, the change of NIR is significant but not the change of REER (regression 3). The results are similar when inflation is replaced by an ad hoc inflation gap, computed as the deviation of the inflation rate from its trend calculated by the Hodrick-Prescott filter (regression 4). If changes in variables are measured on a quarterly basis instead of a yearly basis, only the lag dependant variable remains significant. Finally, if a variable for the change of NEER is added (while the changes in REER are removed to avoid multicollinearity), this last variable is significant while the changes of NIR remain significant (regression 5).

Estimation of Augmented Taylor Rules for Paraguay										
Specification	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Taylor Rule		Lagged Dependent Variable		Full Set Of Variables		Inflation Gap		Nominal Effective Exchange Rate	
	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat
Inflation (π)	0.56 *	1.86	-0.16	-0.86	0.09	0.48	-0.14	-0.44	-0.12	-0.52
Output gap (OG)	-0.48	-0.75	-0.23	-0.82	-0.06	-0.22	-0.17	-0.60	-0.02	-0.09
REER change (Δ REER)					0.04	0.29	-0.01	-0.11		
NEER change (Δ NEER)									0.12 *	1.91
NIR change (Δ NIR)					-0.06 **	-2.04	-0.05 *	-1.64	-0.08 **	-2.34
U.S. Fed Funds (FF)					-0.04	-0.10	0.08	0.21	-0.19	-0.59
Lag. dep. var. (i_{t-1})			0.86 ***	14.64	0.81 ***	8.61	0.84 ***	8.55	0.89 ***	8.10
Constant (α)	9.64 ***	2.86	3.52 *	1.86	2.67	1.32	2.47	1.32	4.60 *	1.77
R-Square (R^2)	0.20		0.73		0.77		0.77		0.75	
Durbin Watson (DW)	0.37		1.66		1.84		1.85		1.96	

Source: Fund Staff estimates.
One (*), two (**), and three (***) asterisks denote significance at 10, 5 and 1 percent level respectively.

32. **The monetary rule in Paraguay presents some similarities with that of other dollarized economies.** The following table presents the results of the same monetary rule estimated for two countries with low dollarization, Chile and Colombia, and two with high dollarization, Peru and Bolivia. All countries present a strong inertia of interest rate. In both Chile and Colombia, the output gap is significant, while it is not in both Peru and Bolivia, as in Paraguay. It is possible that in dollarized economies, the impact of output gap as an indicator of future inflation is counterbalanced by an opposite relation between interest rate and output gap, as confidence shocks simultaneously raised the risk premium and depress output. The change of international reserves is significant in Paraguay and Peru, suggesting, as stated by Leiderman et al. (2006) that both countries “use their reserves as front line buffers against shocks and adjust their monetary policy to replenish their reserves once they have been used”. Unlike in Paraguay, when the REER is replaced by the NEER for the two dollarized economies, the exchange rate coefficients remain insignificant.

Estimation of Augmented Taylor Rules for Selected Latin American Economies										
Specification	Low Dollarization				Mid Dollarization		High Dollarization			
	Colombia		Chile		Paraguay		Peru		Bolivia	
	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat	Coefficient	T-Stat
Inflation (π)	0.20	1.3	0.14 ***	3.5	0.09	0.5	0.77 ***	2.9	0.03	0.2
Output gap (OG)	0.63 ***	3.5	0.29 ***	5.8	-0.06	-0.2	-0.46	-1.0	-0.01	-0.5
REER change (Δ REER)	0.03	0.4	-0.02	-2.0	0.04	0.3	0.07	0.8	0.04	0.4
NIR change (Δ NIR)	-0.09	-1.3	-0.01	-1.0	-0.06 *	-2.0	-0.10 *	-1.7	0.00	0.0
U.S. Fed Funds (FF)	-0.45 *	-1.7	0.03	0.5	-0.04	-0.1	1.02 **	2.0	0.13	0.6
Lag. dep. var. (i_{t-1})	0.90 ***	10.0	0.75 ***	12.5	0.81 ***	9.0	0.33 **	2.5	0.92 ***	7.1
Constant (α)	1.40	1.0	0.57 ***	3.4	2.67	1.2	-0.61	-0.4	0.12	0.1
R-Square (R^2)	0.96		0.94		0.77		0.75		0.95	
Durbin Watson (DW)	2.00		1.75		1.84		2.19		1.80	
Implicit interest elasticity	2.00		0.56		0.47		1.15		0.38	
Sample period	1994–2006		1994–2006		1995–2006		1996–2006		1994–2006	

Source: Fund Staff estimates.
One (*), two (**), and three (***) asterisks denote significance at 10, 5 and 1 percent level respectively.

33. **Until recently, monetary policy in Paraguay seems to have been geared towards stabilizing the exchange rate.** Over the sample period, interest rates have responded more to

changes in exchange rate than to inflation, as evidenced by econometric results. An augmented Taylor rule model only captures the impact of changes of the nominal exchange rate and of the changes in net international reserves. The increase of interest rates to respond to inflationary pressures in 2005–06 is too recent to be captured in regression. Besides, the recent appreciation of the real exchange rate has made less pressing the temptation to stabilize the exchange rate, but it remains unclear if the central bank would resist the temptation once depreciation pressures emerge.

34. **While the focus on exchange rate is understandable given the high pass-through and balance sheet effects, the “fear of floating” tends to be self-perpetuating.** The central bank policy to limit exchange rate movements may encourage dollarization of liabilities. The high pass-through of exchange rates to inflation is another reason why the central bank has little tolerance for large exchange rate changes. However, it is also regime dependant, and tends to decline as central banks let the exchange rate float more freely. Leiderman et. al. (2006) present some evidence of a decline of the pass-through in Peru, despite the high level of dollarization, as the central bank moves toward a full fledged inflation targeting framework with the focus on inflation rather than on the exchange rate. In the medium run, Paraguay could thus gain by adopting a monetary policy more focused on inflation than on the exchange rate.

Policy options

35. **The authorities should continue addressing their “fear of floating” and embracing a more flexible exchange rate regime.** While the past tendency of the monetary authority to control the exchange rate may be understandable by the high pass-through and the high dollarization, the authorities should continue in their efforts to break a self-perpetuating regime. A solid monetary policy and a strengthening of prudential regulation on the banking system are the best way for the Central Bank to enhance its credibility and eventually lead to a lower dollarization. In the meantime, the authorities should continue working towards the adoption of an inflation targeting framework once credibility is established and dollarization reduced.

E. Conclusions

36. **This chapter has used standard macroeconomic tools to analyze recent macroeconomic policies in Paraguay.** The construction of potential GDP and output gap, either by using a production function, statistical filters, or Okun’s law, facilitates the assessment of the cyclical position of the economy. All indicators suggest that GDP is above its historical potential, although this may reflect to a certain extent an increase of productivity due to the impact of structural reforms. The output gap in turn can be used to assess the fiscal stance and measure possible demand-side inflationary pressures.

37. **While fiscal policy has been strengthened lately to regain debt sustainability, the fiscal stance is only mildly countercyclical and cannot be sustained, leading at times to a**

pro-cyclical fiscal stimulus. The analysis of the fiscal position with respect to the economic cycle shows that fiscal policy has been at best mildly countercyclical on average, although not consistently so every year. In particular, the fiscal impulse has been positive in the last two years, despite the high position in the economic cycle. However, it is recognized that restriction were imposed on the fiscal authority by an overly expansive budget approved by Congress.

38. **The analysis of monetary policy shows that it has been guided less by the evolution of inflation and output, than by the exchange rate and the external position.** This seems to be explained by the high dollarization and the “fear to floating”. Recently however, the central bank, aided by favorable exchange rate conditions, seems to have taken a more reactive position towards inflation.

39. **Looking ahead, macroeconomic policies in Paraguay should aim at avoiding or reducing any procyclical elements and should gear toward reducing inflation level and its volatility rather than smoothing exchange rate movements.** Specifically, this would require:

- ***Business cycle identification.*** Developing tools to assess the cyclical position of the economy, and discern any possible shift of potential output related to economic reform.
- ***Strengthen fiscal framework.*** Avoid pro-cyclical fiscal policy which increases the volatility of economic activity and reduces social welfare.
- ***Focus on inflation control.*** Gear monetary policy more towards inflation than the exchange rate, as a policy dominated by “fear of floating” tends to be self-perpetuating and to build up vulnerabilities.

REFERENCES

- Baxter, M., and R. King, 1999, "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics*, No. 81, pp. 575–593.
- Bejer, M., and A. Cheasty, 1991, *How to Measure the Fiscal Deficit: Analytical and Methodological Issues*, (Washington: International Monetary Fund).
- Billmeier, A., 2004, "Ghoastbusting: Which Output Gap Measure Really Matters?" IMF Working Paper No. 04/146 (Washington: International Monetary Fund).
- Braumann, B., 2000a, "Fiscal Impulse in Paraguay," in *Paraguay: Selected Issues*, (Washington: International Monetary Fund).
- _____, 2000b, "Potential Output in Paraguay" in *Paraguay: Selected Issues*, (Washington: International Monetary Fund).
- Calvo, G., and C. Reinhart, 2002, "Fear of Floating" *Quarterly Journal of Economics*" Vol. 117, no. 2, pp. 379–408.
- Cashin, P., and S. Ouliaris, 2004, "Key Features of Australian Business Cycle," *Australian Economic Papers*, Vol. 43, pp. 39–58.
- _____, 2006, "Key Features of Caribbean Business Cycles" in *The Caribbean, from Vulnerability to Sustained Growth*, edited by R. Sahay, D. O. Robinson, and P. Cashin, pp. 83–121. (Washington: International Monetary Fund).
- Central Bank of Paraguay, 2005, Documentos de Trabajos, Gerencia de Estudios Economicos (Asuncion: Banco Central del Paraguay).
- Corbae, P. D., and S. Ouliaris, 2006, "Extracting Cycles from Non-Stationary Data" in *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research, Essays in Honor of Peter C. B. Phillips*, edited by P. D. Corbae, B. Hansen, and S. Durlauf.
- DeMasi, P., 1997, "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice" IMF Working Paper No. 97/177 (Washington: International Monetary Fund).
- Freeman, D. G., 2001, "Panel Test of Okun's Law for Ten Industrial Countries," *Economic Inquiry*, Vol. 39, No. 4, pp 511–523.
- Goldfajn, I., 2002, "Are There Reasons to Doubt Fiscal Sustainability in Brazil?" *Technical Notes*, Number 25, pp. 84–97 (Brasilia: Banco Central do Brasil).

- Hodrick, R. J., and E.C. Prescott, 1980, "Post-War U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation," Discussion Paper No. 451, Carnegie-Mellon University, Pennsylvania.
- International Monetary Fund, 2002, *Assessing Sustainability*, SM/02/72, (Washington: International Monetary Fund).
- _____, 2003, *Macroeconomic Policies in Dollarized Economies*, SM/03/126, (Washington: International Monetary Fund).
- Jenkner, E., 2000, "The Informal Sector in Paraguay," in *Paraguay: Selected Issues*, (Washington: International Monetary Fund).
- Leiderman, L., R. Maino, and E. Parrado, 2006, "Inflation targeting in Dollarized Economies," IMF Working Paper No. 06/157 (Washington: International Monetary Fund).
- Mercer-Blackman, V., 2005, "Has Corruption in Paraguay Contributed to Slow Economic Growth?" in *Paraguay: Corruption, Reform and the Financial System*, edited by J. Franks. (Washington: International Monetary Fund).
- Miskhin, F., and M. Savastano, 2001, "Monetary Policy Strategies for Latin America," *Journal of Development Economics*, 66: pp. 415–444.
- Okun, A., 1962, "Potential GNP: Its Measurement and Significance" reprinted in Joseph Pechman, ed., *Economics for Policymaking* (Cambridge, Massachusetts; MIT Press, 1983).
- Santos, A., 2003, "Debt Crisis in Russia: The Road From Default to Sustainability" in *Russia Rebounds*, edited by D. Owen and D. O. Robinson, pp. 154–183, (Washington: International Monetary Fund).
- Rennhack, R., and M. Nozaki, 2006 "Financial Dollarization in Latin America" IMF Working Paper No. 06/7 (Washington: International Monetary Fund).
- Taylor, J. B., 1993, "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp. 195–214 (Amsterdam: North Holland).

MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro

**Pierre-Olivier Beffy, Xavier Bonnet,
Brieuc Monfort et Matthieu Darracq-Pariès***

À partir des comptes trimestriels pour la zone euro construits par Eurostat, on élabore un modèle macroéconométrique dans le but d'enrichir les outils de prévision et d'analyse de l'économie de la zone. Quelques données manquantes cruciales doivent être reconstruites en s'appuyant sur des données incomplètes fournies par Eurostat (capital, revenu disponible des ménages, commerce intra-zone).

La structure du modèle est néoclassique à long terme, néokeynésienne à court terme. Cette version du modèle prend comme référence pour l'offre de biens une fonction de production Cobb-Douglas. L'offre de travail est modélisée soit par une courbe de Phillips soit par une fonction WS et par un taux d'activité dépendant du taux de chômage. Le court terme implique des coûts d'ajustement modélisés de manière *ad hoc* par des modèles à correction d'erreur.

Les effets variantiels à court terme et à long terme sont assez consensuels. Pour le long terme, le potentiel de l'économie apparaît dépendre de la population en âge de travailler, de la productivité globale des facteurs, du coût réel du capital, et éventuellement des termes de l'échange et de la fiscalité sur les salaires.

D'ores et déjà, le modèle incorpore la possibilité d'utilisation en anticipations rationnelles pour l'étude des évolutions de changes et de taux à long terme. Un exercice de choix de la fonction de réaction monétaire est mené à titre illustratif des questions pouvant être abordées par le modèle.

* Pierre-Olivier Beffy et Brieuc Monfort appartiennent à la division Croissance et politique macroéconomique de l'Insee, Xavier Bonnet à la division Synthèse conjoncturelle de l'Insee (faisait partie de la Direction de la Prévision au moment de la réalisation de ce modèle), et Matthieu Darracq-Pariès au bureau de la politique économique la Direction de la Prévision.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La création de l'Union économique et monétaire et de la Banque centrale européenne (BCE) a fait naître un besoin nouveau de suivi de la conjoncture et d'analyse économique directement au niveau de la zone. Ce suivi est aujourd'hui possible grâce au développement de données de référence pour la zone constituées par Eurostat.

Évidemment, cette approche ne saurait se substituer à l'analyse par agrégation des analyses pays, car des asymétries irréductibles de comportement existent au sein des pays de la zone. Toutefois, ces asymétries s'avérant très difficiles à mesurer (cf. par exemple la panoplie de résultats sur l'impact de la politique monétaire entre pays, sur les comportements de consommation, d'investissement, exposés dans les documents de travail de la BCE, dans la synthèse faite par Angeloni *et al.* (2002)), l'approche directe sur agrégats peut avoir une certaine pertinence et une certaine robustesse, tout au moins pour étudier le comportement moyen de la zone.

Dans cet objectif, pour l'analyse conjoncturelle, des étalonnages directement sur des données et des enquêtes zone euro ont été développés, comme ceux de l'Insee (Buffeteau et Mora, 2000) ou de la Direction de la Prévision (1).

À cet éventail d'outils manque cependant un modèle macroéconométrique qui permettrait à la fois de faire des prévisions et de les relire au travers des régularités de comportement du passé, de faire des scénarios contrefactuels d'analyse de chocs non prévus, voire de construire des scénarios variantiels de politique économique. De tels modèles macroéconométriques pour la zone euro ont pourtant été construits récemment, par exemple à la BCE (Fagan *et al.*, 2001) ou par le groupe ENEPRI (2) (Dreger, 2002).

On présente ici une version de base d'un modèle macroéconométrique pour la zone euro agrégée. Après avoir exposé les choix théoriques retenus et les résultats des estimations économétriques en insistant sur le choix de données utilisées et la construction des données manquantes, on présentera les réponses du modèle à une série de chocs analytiques.

Le cadre théorique et l'estimation du modèle

L'objectif du modèle est de fournir un outil de relecture voire de prévision du PIB de la zone euro, de ses composantes, des prix, de

l'emploi, du chômage, etc. Par le passé, beaucoup se sont employés à reconstruire des données à partir des comptes nationaux des pays de la zone (3). Ceci n'est plus nécessaire car Eurostat fournit ces données pour l'équilibre emplois/ressources, aussi bien en volume qu'en valeur. Même si ces données sont encore critiquées, elles font aujourd'hui référence.

Une des lacunes majeures pour l'analyse économique demeure les échanges de biens et services. Ceux-ci correspondent à la simple agrégation des échanges extérieurs de chaque pays. Il en résulte que, dans les données des comptes nationaux Eurostat, les échanges de la zone sont la somme des échanges intra-zone et des échanges extra-zone. Ceci peut être préjudiciable à l'analyse économique, voire à la mesure du PIB de la zone, car les flux intra-zone ne sont pas statistiquement équilibrés dans les comptes fournis par Eurostat (4). Pour l'analyse économique, il manque, par ailleurs, des données cruciales qu'on a reconstruites. Outre le commerce extra-zone, on a cherché à reconstruire des données pour le revenu disponible, le capital productif, l'emploi et les finances publiques.

Le cadre théorique du modèle est assez traditionnel : à court terme, l'activité est déterminée par la demande, l'ajustement des prix et des salaires étant graduel ; à long terme, le modèle adopte une structure néoclassique. On exposera donc les comportements de demande non directement liés à l'offre productive, puis ceux directement liés à l'offre productive avant de présenter les équations de prix et de salaires.

Les équations comportementales sont estimées séparément sur données agrégées. Les données d'Eurostat au niveau de la zone euro sont disponibles sauf exception à partir de 1991T1. La majorité des équations économétriques sont estimées sur la période 1991-2001. Les résultats économétriques sont intégralement présentés en annexe 1 à 4.

1. Se reporter aux notes de conjoncture internationale de la Direction de Prévision.

2. ENEPRI : The European Network of Economic Policy Research Institutes.

3. Ainsi, la BCE reconstruit-elle des données en moyennes géométriques, pour conserver la propriété que le taux de croissance de la zone est la somme pondérée des taux de croissance. Le désavantage de cette méthode est que les comptes résultants ne sont pas équilibrés. L'OCDE reconstruit des données par agrégation des séries nationales, en utilisant des pondérations PIB PPA. Eurostat agrège simplement les données en les convertissant en euro depuis 1999, en ECU avant. Le désavantage sur le passé est atténué si on considère que le modèle est surtout utilisé pour une relecture du passé récent et pour les prévisions.

4. En pratique, on constate notamment que les exportations d'un pays vers un autre sont généralement supérieures aux importations du second en provenance du premier (Darracq-Pariès, 2002).

Le revenu et la consommation des ménages

La modélisation du revenu disponible des ménages (RDB)

Le revenu disponible des ménages est une variable primordiale dans la détermination de l'équilibre de court terme. Il convient alors d'en fournir une description comptable soignée et de correctement modéliser ses déterminants.

Dans le modèle, le RDB est endogène et résulte de l'agrégation de ses différents postes. La masse salariale résulte des comportements de fixation des salaires et de la demande de travail des entreprises. L'excédent brut d'exploitation (EBE) des ménages est déterminé par une clef variable sur l'EBE de l'ensemble de l'économie. De même, le solde des revenus du patrimoine est indexé sur la valeur ajoutée totale. Les impôts sur les revenus payés par les ménages sont déterminés par un taux d'imposition apparent. La base prise en compte est le revenu des ménages (hors profits et transferts courants), c'est-à-dire à partir du salaire superbrut, du solde du revenu du patrimoine et des prestations sociales nettes des cotisations sociales. Les cotisations sociales sont déterminées en appliquant un taux apparent au salaire superbrut. Les prestations sociales et les transferts et autres postes du compte de revenu des ménages sont supposés évoluer au rythme du PIB en valeur.

Eurostat ne diffuse pas de RDB trimestriel des ménages pour la zone euro. Il a donc été nécessaire de construire cette série, en respectant l'objectif majeur d'avoir un cadre comptable s'intégrant facilement dans la modélisation économétrique de la zone euro. L'intérêt de la construction d'un cadre comptable définissant le RDB est de mobiliser des informations supplémentaires pour la modélisation économétrique (taux d'imposition, taux de cotisation de la zone euro par exemple). La méthode utilisée pour construire le RDB trimestriel peut être divisée en deux étapes. Tout d'abord, on a créé un cadre comptable annuel complet pour les ménages des différents pays de la zone euro de 1991 à 2000, utilisant le maximum d'information disponible en provenance d'Eurostat. Ensuite, ce cadre comptable a été trimestrialisé en incorporant l'information d'indicateurs trimestriels Eurostat lorsqu'ils étaient disponibles. L'annexe 5 donne les détails de ces deux opérations.

La consommation des ménages

Une fois le RDB obtenu, la modélisation des dépenses de consommation des ménages est

keynésienne (5). L'équation est estimée sous forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE).

À long terme, la consommation est indexée de manière unitaire sur le revenu. Le taux d'intérêt réel et l'inflation constituent les autres déterminants de la consommation. En théorie, une baisse des taux d'intérêt réels a un effet ambigu sur la consommation : d'une part, elle entraîne une baisse du taux d'épargne en réduisant la charge d'intérêts des ménages endettés à taux variable et en permettant aux ménages de recourir à des crédits moins chers (effet de substitution), d'autre part, elle induit une baisse des revenus de leur patrimoine (effet richesse). Pour la zone euro, l'estimation indique que le premier effet l'emporte. De même, on distingue traditionnellement deux effets opposés de l'inflation : un effet de fuite devant la monnaie (en cas de hausse de l'inflation, les ménages anticipent leurs dépenses car celles-ci deviendront plus onéreuses dans le futur) et un effet d'encaisses réelles (en cas de hausse de l'inflation, les ménages restreignent leur consommation afin de préserver le pouvoir d'achat de leurs encaisses réelles). Économétriquement, le second effet l'emporte. On retrouve ici un résultat bien connu, pour la France notamment (Bonnet et Dubois, 1995).

À court terme, on trouve dans la dynamique les déterminants de long terme des dépenses de consommation des ménages, ainsi que le taux de chômage. La présence du taux de chômage indique un comportement d'épargne de précaution des ménages : une hausse du taux de chômage diminue les revenus futurs anticipés des ménages, ce qui les incite à épargner davantage. Les propriétés économétriques de l'équation sont assez satisfaisantes avec notamment une force de rappel dont les effets se matérialisent assez rapidement.

Le commerce extérieur

Une des principales difficultés associées à la modélisation macroéconomique de la zone euro est de trouver des statistiques du commerce extérieur *extra* zone compatibles avec les données des comptes nationaux utilisées pour estimer la majeure partie des comportements

5. Dans le sens où la consommation dépend essentiellement du revenu courant. Un comportement de lissage intertemporel aurait fait apparaître aussi les anticipations de revenus futurs et la richesse détenue par les ménages.

économiques retenus dans le modèle. Les comptes nationaux d'Eurostat publient, pour l'heure, des statistiques de commerce de biens et services en valeur et en volume comprenant les échanges *intra* zone. Il existe, par ailleurs, des données d'exportations et d'importations de biens *intra* et *extra* communautaires qu'Eurostat reconstruit à partir des données douanières nationales. Sont aussi publiés des indices de valeur unitaire sectoriels et géographiques.

Compte tenu de la disponibilité des données, deux types de modélisation du commerce extérieur de la zone euro semblaient envisageables : reconstruire des données de commerce *extra* en biens et services à partir des comptes nationaux au prix d'hypothèses simplificatrices et sans doute peu réalistes sur les comportements d'échange à l'intérieur de la zone, ou bien utiliser les statistiques commerciales et les indices de valeur unitaire disponibles pour le champ douanier et modéliser assez mécaniquement les services.

Dans le modèle présenté dans cet article, on a préféré retenir la seconde approche utilisant les statistiques commerciales sur le champ douanier. Certes, ces données ne couvrent que le commerce de biens et ne sont pas directement compatibles avec les données des comptes nationaux (différence de champ, de nomenclature, etc.), mais elles représentent, pour l'instant, la meilleure information statistique disponible sur les flux commerciaux avec l'*extra* zone.

Les spécifications des équations des flux commerciaux de biens en volume et en prix sont assez classiques. Les importations de biens en volume dépendent, à long terme, de la demande intérieure et d'un indicateur de compétitivité-prix. Une élasticité unitaire des importations à la demande intérieure est imposée. Ceci amène à introduire une tendance déterministe à l'estimation. Linéaire croissante, cette tendance reflète l'accroissement de l'ouverture de la zone durant les années 1990. La compétitivité-prix est évaluée par un ratio de prix d'importation, corrigé des effets des prix énergétiques, aux prix intérieurs. À court terme, l'élasticité des importations à la demande est de 1,9.

Les exportations de biens en volume dépendent, à long terme, de la demande mondiale (en biens), avec une indexation unitaire, et d'un indicateur de compétitivité-prix. Ce dernier correspond au taux de change effectif réel. On a préféré utiliser cet indicateur car, de manière opérationnelle pour la prévision, on dispose de

prévisions de prix de consommation sur un grand nombre de pays, à la différence des prix d'exportation qui ne sont prévus par la Direction de la Prévision que pour trois des grands pays concurrents sur les marchés d'exportations de la zone euro (les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon). Cet ensemble de prix d'exportation s'est avéré expliquer beaucoup moins bien les exportations de la zone euro, traduisant le fait que cet ensemble de concurrents n'est pas assez grand pour rendre compte de l'ensemble des échanges. À court terme, l'élasticité des exportations à la demande mondiale est proche de l'unité.

Le prix des importations de biens est construit mécaniquement à partir des prix internationaux de matières premières et du prix des importations hors énergie qui seront modélisés séparément. Les prix d'importation hors énergie répondent, en effet, aux comportements de marges et aux comportements « pro-compétitif » des exportateurs étrangers sur le marché européen. On suppose donc qu'ils s'indexent à long terme sur une moyenne géométrique des prix intérieurs et des autres prix étrangers. Les estimations aboutissent à des poids de 0,3 pour les prix intérieurs et de 0,7 pour les prix étrangers. De même, le prix des exportations est, quant à lui, une moyenne géométrique à long terme des coûts salariaux unitaires et des prix étrangers. Les élasticités ressortent de 0,7 et 0,3 respectivement.

Enfin, les échanges de biens et services s'obtiennent mécaniquement à partir des échanges de biens et de la part moyenne des services dans le commerce total. Cette méthode revient à supposer que les volumes et les prix des flux de services se comportent comme ceux des biens.

Les variations des stocks

La variation des stocks permet, en théorie, aux entreprises d'amortir les fluctuations de la demande tout en se prémunissant de la rupture de stock. Dans ce cadre, les stocks sont supposés s'ajuster avec retard à un niveau de stock désiré. Ce dernier dépend des anticipations que les entreprises font sur la demande future. Si ces anticipations se forment à partir des variations de la demande finale hors stocks sur le passé récent, la corrélation entre la variation des stocks et les variations de demande sont positives. C'est le cas dans l'équation de stocks de la zone euro.

On notera que lorsque les anticipations de la demande se révèlent erronées, les entreprises subissent les fluctuations de la demande. L'évolution des stocks devient alors involontaire et ces derniers agissent comme un « tampon » entre la production et la demande.

La variation des stocks et la demande hors stocks présentant une tendance, il a été choisi de régresser leur ratio sur ses retards et sur le taux de croissance de la demande finale hors stocks. Cette modélisation permet d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité des résidus.

Les demandes de facteurs

Les fondements théoriques des demandes de facteurs correspondent à un comportement de minimisation des coûts des entreprises dont la fonction de production est une fonction Cobb-Douglas (cf. encadré). Comme précédemment, l'estimation économétrique se fait sous la forme MCE.

L'emploi

Les données brutes pour la série d'emploi proviennent d'Eurostat. Une désaisonnalisation par X11 a été effectuée. S'agissant du taux de chômage, il s'agit de celui de la base Eurostat, disponible depuis 1993. Entre 1991 et 1993, la série a été rétropolée en utilisant les données des pays.

La spécification de l'équation d'emploi à long terme découle simplement de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit de l'entreprise en concurrence monopolistique. Ainsi, avec une fonction de production Cobb-Douglas, la part salariale est-elle fixée, en fonction de α et de l'élasticité η de la demande de biens aux prix :

$$\frac{W}{P} = \alpha \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{L} \quad \text{avec } \kappa = 1 - 1/\eta$$

Cette condition du premier ordre constitue naturellement la force de rappel de l'équation d'emploi. À court terme, la demande de travail s'ajuste graduellement aux fluctuations de l'activité.

L'investissement

Les données Eurostat fournissent des séries d'investissement, en valeur et en volume, tous produits et agents confondus, ainsi qu'une série de consommation de capital fixe en valeur. Cette série est obtenue par Eurostat par agrégation des séries nationales : elle incorpore donc une information utile, notamment pour le calcul d'une série de capital (cf. encadré).

La statistique de capital étant reconstruite, la demande de capital des entreprises est abordée par les données d'investissement. On a conjugué la condition du premier ordre (CPO) dans la maximisation du profit et la relation de long terme entre le capital et l'investissement découlant de l'équation d'accumulation :

$$\text{CPO : } \frac{Ck}{P} = (1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{K}$$

$$\text{Accumulation : } \frac{I}{K} = \delta + \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^{\text{longterme}}$$

Le long terme de l'équation d'investissement est donc donné par :

$$\frac{Y}{I} = \frac{1}{(1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot \left(\delta + \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^{\text{longterme}} \right)} \cdot \frac{Ck}{P}$$

La définition de Ck/P est donnée par le taux d'intérêt réel à long terme, à la prime de risque près et au taux de déclassement près. La spécification en niveau plutôt qu'en logarithme permet de s'affranchir des problèmes liés à la possibilité d'avoir des taux d'intérêt négatifs et de ne pas utiliser des approximations pour les termes de prime de risque et de taux de déclassement.

À court terme, l'équation d'investissement incorpore, en outre, un fort effet d'accélérateur : l'investissement apparaît donc comme un amplificateur du cycle de demande en réagissant fortement à la croissance du PIB.

La boucle prix-salaires

Les prix de valeur ajoutée

Les prix sont fixés par les entreprises en même temps que leurs demandes de facteurs, sans

Encadré

LA FONCTION DE PRODUCTION COBB-DOUGLAS

À titre de référence, on a retenu une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$y = \alpha.l + (1-\alpha).k + \gamma.t + cte$$

avec :

y le logarithme de la valeur ajoutée au coût des facteurs

l le logarithme de l'emploi

k , le logarithme du stock de capital en volume

t , une tendance linéaire déterministe

Dans une telle spécification, l'élasticité de substitution entre le capital et le travail est égale à 1 et le progrès technique est neutre. Ce dernier est modélisé simplement par une tendance linéaire déterministe.

Eurostat dispose uniquement de données sur l'investissement (I_t) et la consommation de capital fixe ($\delta_t.K_{t-1}$) mais non de série de capital. Pour calculer le stock de capital en volume, on utilise le modèle d'accumulation :

$$K_t = (1 - \delta_t).K_{t-1} + I_t$$

Reconstruire une série de capital fixe

En utilisant l'investissement et la consommation de capital fixe, déflatés par le prix d'investissement, l'équation permet de retrouver une série de capital dès lors qu'on se donne un point de la série. Ceci revient aussi à se donner le taux de déclassement à une date donnée, par exemple en 1991T1, début des séries Eurostat.

Pour ce faire, on considère le modèle d'accumulation en régime stationnaire. Dans un tel régime, l'investissement et le stock de capital croissent comme le PIB, au taux g , de sorte que :

$$(1 + g).K = (1 - \delta).K + (1 + g).I$$

On en déduit le taux de déclassement en fonction de la consommation de capital fixe et de l'investissement :

$$\delta = \frac{g.(\delta.K)}{(1 + g).I - (\delta.K)}$$

Si le taux de croissance moyen de l'économie est estimé à 2,5 %, on déduit que le taux de déclassement est de 0,9 % en 1991T1, et augmente tendanciellement durant la décennie pour atteindre 1,3 % en 2001T3. Ceci correspond au fait stylisé selon lequel le taux de déclassement s'est accru dans les années 1990, en raison de l'utilisation de plus en plus grande des matériels de haute technologie, à déclassement rapide.

La série de capital reconstruite à partir du point de départ de 1991T1 conserve la propriété de croissance du taux de déclassement durant la décennie 1990 (1).

L'équation précédente a été estimée en corrigeant l'autocorrélation des résidus par la méthode de Cochrane-Orcutt et le logarithme du taux d'utilisation des capacités a été ajouté.

$$y = (1 - 0,40).l + 0,40.k + 0,92\%.t + 0,12.tuc - 18,70 + u$$

(c) (4,40) (9,87) (2,95) (-13,27)

$$u = 0,80.u_{-1} - 0,25.u_{-2} + \varepsilon$$

(4,50) (-1,86)

$$R^2 = 0,996$$

$$\sigma_\varepsilon = 0,23\%$$

$$DW = 2,21$$

$$1992q1 - 2000q4$$

Cette estimation permet de retenir les valeurs de α et de γ pour la suite. Cependant, cette équation ne fait pas partie, sous cette forme, des équations du modèle.

→

1. Dans son modèle, la BCE retient un taux de déclassement de 1 %, constant sur toute la décennie.

assurer instantanément l'équilibre sur le marché des biens : la « frontière des prix des facteurs » habituelle n'est pas explicitement la force de rappel dans les prix. On fait plutôt l'hypothèse que les entreprises évaluent leurs coûts du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité du travail de long terme et ajuste leur taux de marge avec les déséquilibres constatés sur le marché des biens. Le déséquilibre sur ce dernier est retracé par le taux d'utilisation des capacités de production (TUC), dont le coefficient a pu être contraint à $(1 - \alpha)/\alpha$ (cf. estimation) :

$$p = w - pgf / \alpha + \frac{1 - \alpha}{\alpha} . tuc$$

L'équation des prix de valeur ajoutée est basée sur cette force de rappel et comporte une sous-indexation à court terme sur l'inflation salariale. Un effet négatif des prix d'importation apparaît également à court terme, comme c'est souvent le cas pour les prix de valeur ajoutée : ceci signifie qu'à court terme, les entrepreneurs ne répercutent pas instantanément les évolutions de prix des consommations intermédiaires sur leurs prix de ventes (Morin, 1988).

Le taux d'utilisation des capacités de production résulte de l'écart entre la productivité apparente du capital et son niveau potentiel :

$$TUC = \frac{Y}{\pi_K \cdot K}$$

(π_K , la productivité potentielle du capital).

En supposant π_K constante, la condition du premier ordre sur la demande de capital permet de relier le TUC au coût du capital. On obtient en logarithme dans une expression où les constantes sont omises :

$$tuc = c_k - p$$

Compte tenu de la relation de long terme de l'équation de prix de valeur ajoutée, on aboutit à la frontière des prix des facteurs :

$$\alpha \cdot (w - p) + (1 - \alpha) \cdot (c_k - p) = pgf$$

Les salaires

Deux options sont possibles pour la modélisation des salaires.

Encadré (suite)

Une spécification particulière de la fonction CES

La fonction Cobb-Douglas est une spécification particulière de la fonction CES, qui prend la forme suivante (pour un progrès technique neutre) :

$$CES: Y = e^{\gamma \cdot t} \cdot (\alpha \cdot L^{-\rho} + (1 - \alpha) \cdot K^{-\rho})^{-1/\rho}$$

($\sigma = 1/(1 + \rho)$ est l'élasticité de substitution entre L et K)

Lorsque σ tend vers l'unité, la CES tend vers la Cobb-Douglas. En effet, en utilisant un développement limité de la spécification CES, aux alentours de la spécification Cobb-Douglas (c'est-à-dire autour de $\sigma = 1$ et $\rho = 0$), on a (Kmenta, 1967) :

$$y = \alpha \cdot l + (1 - \alpha) \cdot k - \frac{1}{2} \rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha) \cdot (l - k)^2 + \gamma \cdot t + cte$$

On vérifie ainsi que la spécification Cobb-Douglas retenue n'est pas rejetée par les données par rapport à une spécification moins contraignante telle qu'une spécification CES. En effet, le coefficient $\rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha)$ n'est pas significatif dans la régression suivante (2) :

$$y = (1 - 0,40) \cdot l + 0,40 \cdot k + 0,71 \cdot (k - l)^2 + 0,90\% \cdot t + 0,12 \cdot tuc - 21,27 + u$$

(c) (4,28) (0,28) (6,91) (2,91) (-8,33)

$$u = 0,80 \cdot u_{-1} - 0,26 \cdot u_{-2} + \varepsilon$$

(4,46) (-1,78)

$$R^2 = 0,996$$

$$\sigma_\varepsilon = 0,24\%$$

$$DW = 2,22$$

$$1992q1 - 2000q4$$

2. Dans cette régression, on constate que la dimension de K (ou de L) change le résultat d'estimation de α et de la constante, mais pas des autres coefficients, ni des écarts-types. Dans la régression présentée, on a multiplié K par un coefficient pour retrouver $\alpha = 0,40$ comme précédemment.

- Cas 1 (Phillips) : la première est celle d'une courbe de Phillips, qui relie à long terme les évolutions du salaire réel au taux de chômage.

$$\Delta(w - pc) = -\beta u + \lambda$$

À court terme, l'indexation des salaires sur les prix de la consommation n'est pas instantanée.

- Cas 2 (WS) : dans une seconde option, les salaires sont modélisés par une courbe WS, comme il ressort de modèles de négociations salariales par exemple. La courbe de salaires est identifiée (par rapport à celle des prix) par l'introduction de variables de « coins » (*wedge* : termes de l'échange et coin fiscal) :

$$w - p = (pc - p) + wedge + pgf / \alpha - \beta u$$

À court terme, l'indexation des salaires sur les prix à la consommation est quasi unitaire.

Le NAIRU et le potentiel de l'économie

Le taux de chômage d'équilibre (NAIRU) découle du rapprochement des équations de long terme de frontière des prix des facteurs et de salaires (abstraction faite des éléments dynamiques qui peuvent marginalement altérer le résultat). On distingue alors les deux cas suivants.

- Cas 1 (Phillips) : le Nairu découle directement de l'équation de salaires et de l'équation de prix prise en différence première. Le chômage structurel de l'économie ne peut être durablement modifié dans le modèle que par une rupture dans le taux de croissance de la productivité ou encore une dérive permanente des termes de l'échange :

$$u^* = \frac{\lambda - pgf - (\Delta p - \Delta pc)}{\beta} = \frac{\lambda'}{\beta}$$

- Cas 2(WS) : le rapprochement des équations de long terme de salaires et de frontière des prix des facteurs (abstraction faite des éléments dynamiques qui peuvent marginalement altérer le résultat (Bonnet et Mahfouz, 1996)) font apparaître de nouveaux déterminants du chômage structurel : désormais, un déplacement du coût du capital, du coin fiscal-social ou des termes de l'échange intérieur affecte le NAIRU.

$$u^* = \left[(pc - p) + wedge + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (c_k - p) \right] / \beta$$

Le potentiel de l'économie peut facilement être calculé à partir de la condition de premier ordre sur le travail et la frontière des prix des facteurs. La croissance de l'offre potentielle s'obtient comme la somme des variations de ressources en main-d'œuvre et des gains de pouvoir d'achat. Ces derniers résultent (via la frontière des prix des facteurs) des évolutions de l'efficacité du travail et du coût du capital :

$$y^* = l^* + pgf / \alpha - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (c_k - p)$$

Au premier ordre, l'emploi potentiel résulte de la croissance de la population active et des évolutions du chômage structurel. Des « effets de flexion » sont susceptibles de relier ces deux variables. Ainsi, on peut supposer que le taux d'activité t_a dépend négativement du taux de chômage à long terme :

$$t_a = ls - pop1564 = -\chi / (1 - \chi) \cdot u$$

La population active est alors une moyenne géométrique de l'emploi et de la population en âge de travailler ($pop1564$). Ce phénomène amplifie les effets sur l'offre potentielle de toute mesure affectant le NAIRU.

Les prix de demande et le bouclage du modèle

Pour l'équilibre en valeur, il reste à déterminer les prix de consommation, d'investissement et des stocks.

Les prix de consommation et d'investissement sont, à long terme, une moyenne géométrique des prix intérieurs (valeur ajoutée) et des prix extérieurs (d'importation). Faute de données sur la TVA par produit, on a considéré que les taxes sur les produits portaient uniquement sur la consommation. Ainsi, pour les prix à la consommation, on a ajouté cet effet des taxes. Ne disposant de données pour ces dernières que depuis 1996, il était difficile d'estimer leur effet : c'est pourquoi, on a imposé à l'unité les élasticités du prix de consommation, aussi bien à court terme qu'à long terme. En pratique, l'introduction des taxes a permis d'obtenir une équation raisonnable. Sans l'effet des taxes, il fallait ajouter une tendance. Les prix des variations de stocks sont, quant à eux, déterminés par soldes de l'équilibre emplois/ressources de biens et services en valeur.

En matière de finances publiques, Eurostat dispose de données annuelles qui permettent de reconstituer le tableau emploi-ressource des administrations publiques (APU) de 1995 à 2000 (6) et l'évolution de l'encours de la dette publique de 1991 à 2001. L'encours de la dette retenu dans la base de données, recalculé à partir de l'évolution de la capacité de financement de l'État (7), est très proche de la série fournie par Eurostat. Après la construction d'un cadre comptable annuel cohérent de 1995 à 2000, on a procédé à sa trimestrialisation par la méthode de Chow-Lin (cf. annexe 4).

Dans la décomposition retenue pour la modélisation, les ressources des APU se partagent en taxes directes sur la production et les importations, taxes sur le revenu et la propriété ; les dépenses correspondent aux contributions sociales, aux dépenses en charge d'intérêts, aux prestations sociales, à la consommation et à l'investissement public. Quelques postes secondaires permettent de reconstruire le compte de production des APU (EBE et subventions d'exploitation) ou les autres postes du compte de revenu (autres transferts, autres dépenses courantes en capital).

Dans cet article, aucune rétroaction macroéconomique des finances publiques n'a été considérée dans la modélisation (sauf éventuellement sur les taux longs). Pourtant, ceci est envisageable : à titre d'exemple, on peut incorporer une règle d'évolution des taux de taxation des APU suivant la valeur du déficit rapporté au PIB. Un ratio déficit sur PIB supérieur à 3 % entraîne *ex post* une hausse des taux d'imposition sur le revenu et sur la production, et des taux de cotisations sociales, de manière à ramener le ratio en dessous de 3 %. En revanche, un excédent budgétaire engendre une baisse des taux d'imposition.

S'agissant des variables financières, la modélisation économétrique concerne les taux d'intérêt à long terme uniquement. L'absence d'opportunité d'arbitrage conduit à considérer que les taux longs sont la somme des taux courts futurs anticipés, à laquelle s'ajoute une prime de risque. Dans le contexte d'une politique monétaire crédible pour lutter contre l'inflation, les taux courts réagissent à l'inflation anticipée. Si les agents sont rationnels et possèdent la même information que l'économètre, on pourrait s'appuyer sur le modèle pour en extraire ces anticipations d'inflation et de taux d'intérêt monétaire. Plus simplement, on peut considérer que les agents ont en tête un modèle plus simple

de l'économie, dans lequel le niveau de taux courts réels est un indicateur des pressions inflationnistes futures.

Les taux courts se déduisent des taux d'intérêt réels supposés constants. On peut aussi envisager l'utilisation d'une règle de politique monétaire, de type règle de Taylor. Le taux de change est exogène ou bien s'obtient par l'absence d'opportunité d'arbitrage conduisant à la parité de taux d'intérêt non couverte (fonctionnement en anticipations rationnelles).

Les variantes analytiques avec une spécification Phillips

La performance et la pertinence économique du modèle macroéconométrique développé ici ne se jugent pas seulement au regard de la qualité des ajustements économétriques des équations comportementales et des choix théoriques retenus. L'analyse des propriétés variétales et l'aptitude du modèle à retracer des expériences économiques élémentaires constituent une étape importante de sa validation. On présente ainsi un jeu de simulations bouclées permettant d'illustrer les propriétés globales du modèle dans le cas (1) (Phillips). Ces simulations doivent être interprétées comme des variantes « analytiques ». Elles décrivent la réponse de l'économie à une modification de l'une des variables exogènes du modèle, les autres variables exogènes étant supposées inchangées. Il faut utiliser ces résultats avec précaution si l'on souhaite construire des scénarios macroéconomiques réalistes. Toutefois, la combinaison des résultats des simulations présentées ci-dessous fournit une grille d'évaluation, en première approximation, de l'impact sur la zone euro des politiques économiques et de la plupart des chocs conjoncturels.

Les variantes couvrent quatre grands types de chocs :

- les chocs budgétaires et fiscaux : hausse de la demande publique, hausse du taux d'imposition sur le revenu ;

6. En revanche, pour la période 1991-1994, Eurostat ne publie que des données en ancienne base qui n'ont pas été réévaluées. La construction du compte de l'État avant 1995 n'a pas été entreprise pour l'instant mais pourrait être en partie réalisée au moyen de clés sur les postes correspondants dans le compte des ménages ou de l'agrégation de statistiques au niveau étatique de l'OCDE.

7. En utilisant avant 1994 les ratios déficit/PIB fournis par la Commission européenne.

- les chocs extérieurs : hausse de la demande mondiale, augmentation des prix énergétiques ;
- les chocs « d'offre » : hausse des salaires, hausse de la productivité, redressement de la population active ;
- les chocs financiers : dépréciation du taux de change, variation des taux d'intérêt.

Dans un premier temps, l'ensemble de ces simulations, à l'exception des variantes de change et de taux d'intérêt, sont effectuées à taux d'intérêt réel et taux de change nominal constant. Sous ces hypothèses, les simulations illustrent les effets de bouclage entre le partage des revenus et les comportements de demande d'une part, puis la rapidité d'ajustement de la boucle prix-salaires et les effets d'offre d'autre part.

Ensuite, on introduit différentes règles de politique monétaire afin de caractériser le comportement de la BCE. Le taux de change nominal devient endogène et dépend des différences de rendement entre les placements monétaires dans la zone euro et à l'étranger. Le taux de change est alors une variable « *forward looking* ». Une résolution du modèle en anticipations rationnelles devient nécessaire.

Chocs budgétaires et fiscaux

Hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

La hausse des dépenses publiques a un effet expansionniste et inflationniste à court-moyen terme. Les prix étant relativement rigides à très court terme, la progression du PIB résulte principalement des évolutions en volume. La réponse de l'activité est inférieure à l'unité dès la première année : la forte réaction de l'investissement par un effet « d'accélérateur » et le dynamisme de la consommation des ménages, soutenue par la hausse de l'emploi et de légers gains de pouvoir d'achat, sont, en partie, compensés par la progression plus que proportionnelle des importations.

Au bout de quelques années, la stabilisation de la demande passe principalement par la hausse des prix. L'ajustement graduel de l'emploi à l'activité et la hausse des salaires due à la réduction du chômage conduisent à une augmentation des coûts salariaux unitaires au bout d'un an. La poussée inflationniste est alors entretenue par des comportements d'indexation. Le surcroît de

prix à la consommation atteint, en fin de compte, plus de deux points la troisième année.

À long terme, il ne subsiste plus d'effet expansionniste et le taux de chômage revient à son niveau de référence.

Hausse de 1 point du taux d'imposition sur le revenu

Cette variante consiste en une augmentation de 1 point du taux apparent de l'impôt sur le revenu, correspondant à une hausse *ex ante* des recettes fiscales de l'ordre de 0,75 point de PIB.

À court terme, la hausse du taux moyen d'imposition sur le revenu dégrade la demande et les prix baissent. La consommation est pénalisée par la détérioration du revenu disponible des ménages. La baisse de l'investissement vient amplifier ce mouvement. La diminution de l'activité se monte à 0,4 point de PIB la première année et atteint plus d'un demi-point de PIB la deuxième.

Chocs extérieurs

Hausse de 1 % de la demande mondiale

Cette variante est assimilable à un choc de demande pur. À court terme, la hausse de la demande mondiale entraîne un accroissement des exportations qui induit à son tour une hausse de l'activité, et donc une expansion de la demande intérieure et de l'emploi. Au total, le choc conduit à un relèvement de l'activité d'environ un quart de point à l'horizon d'un an.

La décrue du chômage et les tensions sur les capacités de production conduisent rapidement à une augmentation des salaires et des prix de production. La spirale inflationniste entraîne une éviction progressive de la demande. Les pertes de compétitivité, notamment, stimulent les importations et freinent les exportations.

À long terme, l'effet expansionniste s'annule complètement avec le retour du chômage à son niveau d'équilibre.

Augmentation de 10 % du prix des matières premières

À court terme, le choc sur les matières premières (dont le pétrole) conduit à une hausse des prix à la consommation et dégrade ainsi la

consommation des ménages. Les effets de second tour liés à l'indexation des salaires sur les prix à la consommation et le surajustement de l'investissement au repli de l'activité renforce l'effet dépressif. L'impact sur le PIB au bout de deux ans avoisine 0,1 point de PIB. À moyen-long terme, la hausse du chômage amortit peu à peu l'évolution des salaires, ce qui limite l'augmentation des coûts des entreprises et enrayer la spirale inflationniste.

Chocs « d'offre »

Hausse de 1 % des salaires ex ante

Ce choc salarial consiste en une hausse de 1 % des salaires par tête par rapport à l'évolution suggérée par l'équation et les déterminants habituels. La hausse des salaires se diffuse très rapidement dans les prix de valeur ajoutée et les prix de consommation. Le renchérissement du coût du travail est défavorable à l'emploi. La baisse d'activité est conséquente à très court terme. La réduction du PIB en fin de deuxième année se monte à 0,5 point de PIB. Toutes les composantes de la demande connaissent des diminutions plus sévères au bout de quelques années. La hausse du chômage et la déprime de la demande viennent progressivement limiter la spirale inflationniste.

À long terme, le choc n'a pas d'impact sur l'économie.

Hausse de 1 % de l'efficiency du travail

À court terme, la demande en volume n'étant que peu affectée par l'efficiency du travail, la meilleure productivité des travailleurs se traduit par un léger recul de l'emploi. L'impact sur le PIB est à peine positif la première année. Par la suite, la baisse des coûts salariaux unitaires est répercutée par les entreprises sur leur prix de vente. La hausse de l'efficiency devient alors nettement expansionniste au bout de 3 ou 4 ans : le pouvoir d'achat du revenu des ménages, pénalisé par le recul de l'emploi à court terme, bénéficie *in fine* de la hausse progressive du salaire réel.

À long terme, le choc de productivité de long terme du travail en tant que tel n'affecte pas le niveau du chômage structurel. L'activité augmente finalement de 1 point et les gains de productivité sont récupérés par les salariés sous forme de salaire réel.

Hausse de 1 % de la population active

À court terme, la hausse de la population active se répercute presque totalement sur le taux de chômage qui progresse d'environ 1 point. La consommation est déprimée par la hausse soudaine du chômage et l'emploi se dégrade. Les salaires subissent, en outre, des pressions à la baisse qui se répandent rapidement aux prix de la valeur ajoutée et aux prix de consommation. À mesure que le salaire réel s'améliore, l'emploi se redresse, entraînant la consommation et l'activité. À la fin de la deuxième année, le PIB est près d'un demi-point plus élevé que son niveau de référence.

À long terme, la hausse de la population active n'affecte pas le taux de chômage. L'augmentation du potentiel d'offre est de près de 1 point de PIB à cet horizon.

Chocs financiers

Dépréciation de 10 % du taux de change nominal

Cette variante constitue un choc purement nominal dont les effets à long terme sont neutres sur l'économie réelle. Les prix s'indexent proportionnellement de façon à laisser inchangé *in fine* le taux de change réel.

À court terme, la dépréciation du taux de change nominal améliore la compétitivité des producteurs européens sur le marché intérieur comme sur les marchés à l'exportation. La balance des biens et services suit une courbe en « J » : la détérioration des termes de l'échange induit, à court terme, une dégradation du solde qui s'améliore ensuite progressivement sous l'effet des gains de compétitivité-prix. La consommation réagit positivement à la dépréciation en dépit de l'inflation importée : les comportements d'indexation limitant la baisse du salaire réel (mesuré par rapport aux prix à la consommation), la hausse de l'emploi vient soutenir le revenu disponible des ménages. Au total, l'impact de la dépréciation sur l'activité se monte à moins de 1 point de PIB sur les deux premières années.

La diffusion de l'inflation importée dans la boucle prix-salaires vient ensuite limiter l'effet de « report de demande » induit par la dépréciation. Au bout d'une dizaine d'années, la convergence nominale est quasiment achevée et les volumes retrouvent leur niveau de référence.

Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux

Cette variante correspond à une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux de court et long terme.

L'augmentation des taux a un effet dépressif sur la demande. Les prix étant relativement rigides à court terme, la consommation et l'investissement subissent initialement l'augmentation des taux réels. Le PIB recule ainsi de près de deux tiers de point de PIB au bout de deux ans.

La baisse des taux d'utilisation des capacités de production et la hausse du chômage entraînent une diminution des prix de valeur ajoutée et des salaires. Par suite, une spirale déflationniste s'enclenche. À la fin de la deuxième année, les prix à la consommation diminuent de 0,4 point.

À long terme, le potentiel d'offre est amoindri par la baisse de l'intensité capitaliste d'équilibre. L'augmentation du coût réel du capital conduit, via la frontière des prix des facteurs, à une baisse du salaire réel à cet horizon. Ainsi, le PIB se dégrade de 0,8 point environ tandis que le chômage revient à son niveau d'équilibre.

Règles de politique monétaire et taux de change nominal endogène

En modélisation macroéconomique appliquée, le comportement de la Banque centrale est généralement décrit par une fonction de réaction reliant le taux d'intérêt nominal de court terme aux objectifs économiques de l'autorité monétaire. Un premier exemple de fonction de réaction est la règle de Taylor :

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + 0,5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0,5(y_t - \bar{y}_t) \text{ (Taylor)}$$

Elle suppose que le taux d'intérêt réel s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à son sentier stationnaire et au creusement de l'*output gap*. Lorsque l'activité est à son potentiel et que l'inflation est stabilisée, le taux d'intérêt réel est égal au taux réel neutre de l'économie.

À titre illustratif, on peut également utiliser des règles estimées sur les données agrégées de la zone euro et publiées dans un document de travail de la BCE (Gerdesmeier et Roffia, 2003). Afin de rendre la fonction de réaction de la Banque centrale plus réaliste, les spécifications éco-

nométriques incorporent un terme de retard sur l'instrument et des anticipations sur les objectifs. Dans les simulations, on a donc retenu deux règles supplémentaires données par :

$$i_t = (1 - 0,85) [\bar{r} + \pi_t + (\pi_t - \bar{\pi}) + 0,3(y_t - \bar{y}_t)] + 0,85i_{t-1} \text{ (Taylor inertie)}$$

$$i_t = (1 - 0,9) \left[\bar{r} + E_t \pi_{t+2} + 0,5 \left(E_t \pi_{t+2} - \bar{\pi} \right) + 0,5(y_t - \bar{y}_t) \right] + 0,9 i_{t-1} \text{ (Taylor anticipée)}$$

Les diverses fonctions de réaction supposent que l'instrument de l'autorité monétaire est le taux d'intérêt interbancaire à trois mois. Toutefois, c'est bien l'ensemble de la courbe des taux qui affecte l'économie réelle. Aussi, des hypothèses doivent être faites sur la diffusion des impulsions monétaires sur la partie longue de la courbe. La structure par terme des taux d'intérêt suggérerait de décrire les taux longs comme la somme des taux courts anticipés (à une prime de risque près). Cela permettrait d'enrichir le bloc financier du modèle. On a pourtant préféré l'hypothèse d'une répercussion complète des taux courts sur les taux longs car il est économétriquement difficile de mettre en évidence avec robustesse des canaux de transmission différenciés de ces deux variables sur les grands agrégats économiques.

Enfin, le taux de change nominal est déterminé par la parité des taux d'intérêt non couverte :

$$E_t(e_{t+1} - e_t) = i_t - i_t^*$$

Une hausse relative du taux d'intérêt européen laisse anticiper une dépréciation du taux de change afin de compenser les détenteurs d'actifs étrangers d'un moindre rendement nominal. Les justifications empiriques de cette relation sont certes très controversées. Toutefois, elle représente une description analytique du comportement du taux de change nominal qui illustre l'importance des anticipations dans la détermination des fluctuations de court terme.

Trois jeux de simulations illustratives ont été réalisés sous ces hypothèses. On a considéré l'effet d'une hausse temporaire de la productivité globale des facteurs (PGF) (choc d'offre), de la demande mondiale (choc de demande) et des taux d'intérêt nominaux (choc financier).

Réponse du taux de change nominal

Dans le modèle, le rôle du taux de change nominal est de faciliter un ajustement des prix relatifs conduisant à une inflation stable et à un sentier de demande proche du potentiel. Les chocs appellent une réponse des termes de l'échange et de la compétitivité des produits nationaux. Si les prix étaient complètement flexibles, ces trajectoires pourraient être décrites par les prix nationaux et le taux de change resterait constant. Toutefois, la rigidité des prix et l'arbitrage inflation/chômage à court terme rendent coûteux l'ajustement par les inflations nationales. Ainsi, une politique monétaire adaptée consisterait à maintenir le niveau des prix, fermer complètement l'*output gap* et laisser au taux de change nominal l'ajustement requis des prix relatifs.

Une hausse de la PGF implique, dans une économie flexible, une hausse de potentiel et une dépréciation du taux de change réel, la baisse relative du prix des biens nationaux permettant à l'économie d'atteindre son potentiel. On obtient effectivement une dépréciation du taux de change nominal à court terme, ce qui permet d'améliorer la compétitivité et de soutenir la demande tout en limitant le ralentissement de l'inflation. Dans le cas d'une hausse temporaire de la demande mondiale, le choc appelle, dans une économie à prix flexibles, une dégradation de la compétitivité-prix qui est, pour une partie, obtenue par une appréciation du taux de change nominal.

Une deuxième propriété des réactions du taux de change est l'« *overshooting* » : le taux de change nominal sur-ajuste à court terme son niveau de long terme. Théoriquement, cet effet n'est pas systématiquement obtenu mais l'aptitude du modèle à en rendre compte est relativement satisfaisante. Ainsi, on observe qu'une baisse temporaire des taux d'intérêt entraîne une forte dépréciation du taux de change à l'impact puis une appréciation progressive.

Propriétés stabilisatrices des différentes fonctions de réaction

Avec des règles de Taylor, l'inflation est stationnaire et les prix sont intégrés d'ordre 1 : les chocs temporaires n'ont pas d'effet durable sur l'inflation et sur les prix relatifs mais affectent le niveau des prix à long terme. C'est pourquoi il est indispensable de réécrire le modèle en volume, prix relatifs et taux d'inflation, pour le

simuler en anticipations rationnelles. En outre, le partage entre l'ajustement du change et des différentiels d'inflation ne peut être déterminé *a priori*.

La comparaison de l'impact macroéconomique des chocs suivant les différentes fonctions de réactions appelle plusieurs types de remarques. Tout d'abord, l'ampleur de la stabilisation conjoncturelle procurée par les règles de Taylor usuelles est relativement modeste. Sur l'inflation et l'activité, l'amortissement des effets des chocs de PGF ou de demande mondiale ne dépasse pas les 30 %. Cette propriété tient aux spécifications des fonctions de réaction et ne présage en rien du potentiel de stabilisation des politiques « optimales ». En outre, l'inertie dans l'ajustement de l'instrument de la Banque centrale dégrade l'efficacité de la stabilisation monétaire. Un terme autorégressif dans la fonction de réaction n'est vraisemblablement pas une caractéristique de la règle optimale dans le modèle. Enfin, l'anticipation de l'inflation par la Banque centrale conduit à un ajustement monétaire moins heurté et entraîne une volatilité moindre des agrégats macroéconomiques.

*
* *

Le modèle présenté constitue une base, déjà suffisamment riche pour la prévision et l'analyse économique au niveau de la zone euro. Les relativement bonnes performances en prévision permettent d'envisager une utilisation opérationnelle du modèle, tel qu'il est exposé dans la note de conjoncture de l'Insee de mars 2003, avec l'objectif de compléter les instruments existants pour la prévision zone euro. Par ailleurs, les bonnes propriétés variantielles du modèle autorisent aussi une utilisation pour l'étude de scénarios contrefactuels et de scénarios de politique économique.

Néanmoins, un certain nombre de pistes d'extension peuvent d'ores et déjà être envisagées comme l'amélioration d'un bloc d'échanges extérieurs séparant les biens et les services lorsque des données sur les échanges de services, au sens de la comptabilité nationale notamment, seront rendues disponibles par Eurostat. La prise en compte d'effets financiers plus développés, par exemple un effet richesse pour la consommation des ménages, ferait également progresser le modèle. Ceci nécessiterait, cependant, de disposer d'une série de patrimoine des ménages, ce qui n'est pas encore le cas aujourd'hui. □

Les auteurs remercient Gilbert Cette, Jean-Paul Depecker, Eric Dubois, Stéphane Grégoir, Jérôme Henry, Guy Laroque, Selma Mahfouz, Guy de Monchy, Pierre Morin, Jean-Louis Nakamura, Jean-Luc Tavernier et Jean-Pierre Villetelle, pour leurs remarques tout au long de ce travail ainsi que les participants aux différents séminaires de la Direction de la Prévision, de l'Insee et de la Banque de France pour leurs nombreux commentaires. Les erreurs qui pourraient demeurer relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2001), « Présentation du modèle Mesange », document de travail, Direction de la Prévision, mai 2002.

Angeloni I., Kashyap A., Mojon B. et Tarlizzese D. (2002), « Monetary Transmission in the Euro Area: Where do we Stand? », BCE, document de travail, n° 114.

Beffy P.-O., Bonnet X., Darracq-Paries M. et Monfort B. (2003), « L'apport d'un modèle macroéconométrique pour l'analyse conjoncturelle de la zone euro », Note de conjoncture de l'Insee, mars 2003.

Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The Influence of Different Specifications of the Wage-Price Spiral on the Measure of the Nairu: The Case of France », document de travail, n° G9612, Insee.

Bonnet X. et Dubois É. (1995), « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et Prévision*, n° 121, 1995-5, pp. 39-58.

Buffeteau S. et Mora V. (2000), « La prévision des comptes de la zone euro à partir des enquêtes de conjoncture », Note de conjoncture de l'Insee, décembre 2000.

Carnot N. (2001), « The Model Manège », document de travail, Direction de la Prévision, juin 2001.

Chow G. et Lin A. (1976), « Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71, n° 355, pp. 719-721.

Darracq-Paries M. (2002), « Origines et conséquence des incertitudes pesant sur le solde commercial de la zone euro », *Économie et Prévision*, n° 152-153, pp. 215-230.

Dreger Ch. (2002), « A Macroeconometric Model for the Euro Economy », document de travail, Institut de recherche économique, Halle.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », BCE, document de travail, n° 42.

Gerdesmeier D. et Roffia B. (2003), « Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area », BCE, document de travail, n° 206.

Kmenta J. (1967), « On estimation of the CES Production Function », *International Economic Review*, n° 8, pp. 180-189.

Morin P. (1988), « Une analyse du processus de désinflation », *Économie et Prévision*, n° 82, 1998.

Rae D. et Turner D. (2001), « A Small Global Forecasting Model », document de travail, n° 286, OCDE.

PRÉSENTATION DES VARIABLES ET DE LEUR SOURCE

On utilise les notations et les conventions usuelles pour la définition des variables. En particulier, les noms en minuscule représente, sauf exception, des logarithmes. La plupart des agrégats et en particulier les composants du PIB sont en volume.

Symbole	Nom	Source
<i>c</i>	Consommation des ménages	Eurostat
<i>csu</i>	Coût salarial unitaire (index)	Eurostat
δ	Taux de déclassement du capital	Constant, calculé à partir d'Eurostat
<i>df</i>	Demande finale	Calculée
<i>dih</i>	Demande interne hors stocks	Calculée
<i>e</i>	Taux de change	Eurostat
<i>G</i>	Consommation publique (niveau)	Eurostat
<i>rd</i>	Revenu disponible brut en valeur	Calculé à partir d'Eurostat (cf. annexe 4)
<i>pgf</i>	Productivité général des facteurs	Calculée
<i>i</i>	Investissement	Eurostat
<i>k</i>	Capital	Calculé à partir Eurostat
<i>l</i>	Emploi	Eurostat
<i>ls</i>	Population active	Eurostat
<i>m</i>	Importations en biens	Eurostat
<i>p</i>	Prix de la valeur ajoutée	Eurostat
<i>p\$*</i>	Prix des exportations étrangères	Calculés
<i>pc</i>	Prix de la consommation	Eurostat
<i>pi</i>	Prix de l'investissement	Eurostat
<i>pm</i>	Prix des importations en biens	Eurostat
<i>pmhe</i>	Prix des importations hors énergie	Calculés
<i>pop1564</i>	Population en âge de travailler	Eurostat
<i>px</i>	Prix des exportations en biens	Eurostat
<i>r10a</i>	Taux d'intérêt à long terme (point)	Banque centrale européenne, <i>Bulletin de la BCE</i>
<i>r3m</i>	Taux d'intérêt à court terme (point)	Banque centrale européenne, <i>Bulletin de la BCE</i>
ΔS	Variations de stocks (niveau)	Eurostat
<i>t</i>	Trend, égal à 1990 en T1 1990	
<i>tuc</i>	Taux d'utilisation des capacités (index)	Eurostat
TAXE	TVA	Calculée en utilisant des données Eurostat
<i>u</i>	Taux de chômage (%)	Eurostat
<i>u*</i>	Nairu	Calculé
<i>w</i>	Salaires	Eurostat
<i>dm*</i>	Demande mondiale	Calculée
<i>wedge</i>	Coin fiscal-social (index)	Calculé à partir d'Eurostat.
<i>x</i>	Exportations en biens	Eurostat
<i>y</i>	Valeur ajoutée	Eurostat

ÉQUATIONS ÉCONOMÉTRIQUES DU MODÈLE

Consommation

$$\begin{aligned} \Delta c = & -0,20.(c - (rdb - pc))_{-1} - 0,14.(r10a - \Delta_4 pc)_{-1} \\ & - 0,13.\Delta_4 pc_{-1} + 0,90 - 0,010.(dum93q1 - dum92q4) - 0,29.\Delta c_{-1} \\ & + 0,36.\Delta(rdb - pc) - 0,17.\Delta(r10a - \Delta_4 pc)/100 - 1,36.\Delta u \\ c^* = & rdb - pc - 0,70.(r10a - \Delta_4 pc)/100 - 0,65.\Delta_4 pc \end{aligned}$$

$R^2 = 77\%$
 $\sigma = 0,30\%$
 $DW(0) = 2,23$
 1992q3 – 2000q4

Variations de stocks

$$\begin{aligned} \frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}} = & 0,41.\left(\frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}}\right)_{-1} \\ & + 0,19.\left(\frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}}\right)_{-2} \\ & + 0,14.\Delta \ln(C + I + G + X)_{-1} \\ (\Delta S)^* = & 0,32.\Delta(C + I + G + X) \end{aligned}$$

$R^2(\text{ajusté}) = 57\%$
 $\sigma = 0,22\%$
 $DW(0) = 1,43$
 1992q1 – 2000q4

Exportations de biens (extra zone)

$$\begin{aligned} \Delta x = & -1,04.(x - dm^*)_{-1} + 0,23.(p\$^* - e - px)_{-1} + 54,8 \\ & + 0,98.\Delta dm^* - 0,023.t + 0,63.Dum_{t \geq 95q1} \\ x = & dm^* + 0,22.(p\$^* - e - px) - 2,2\%.t \end{aligned}$$

$R^2 = 79\%$
 $\sigma = 1,39\%$
 $DW(0) = 1,98$
 1992q1 – 2000q4

Importations de biens (extra zone)

$$\begin{aligned} \Delta m = & -0,15.(m - df)_{-1} - 0,06.(pm - p)_{-1} - 16,46 \\ & + 1,94.\Delta dihs + 0,66.\Delta dihs_{-1} + 0,008.t + 0,49.\Delta x + 0,23.\Delta x_{-1} \\ & - 0,49.\Delta(pm - p) \\ m = & df - 0,41.(pm - p) + 5\%.t \end{aligned}$$

$R^2 = 76\%$
 $\sigma = 1,46\%$
 $DW(0) = 2,21$
 1991q4 – 2001q3

Investissement

$$\begin{aligned} \Delta i = & -0,18.(i - y)_{-1} - 0,22.(r10 - \Delta_4 pi + \delta)_{-1} - 0,26 + 2,36.\Delta y \\ i^* = & y - 1,18.(r10 - \Delta_4 pi + \delta) \end{aligned}$$

$R^2 = 69\%$
 $\sigma = 0,85\%$
 $DW(0) = 2,6$
 1992q3 – 2000q4

Emploi

$\Delta l = -0,080 \cdot (l - (y - (w - p)))_{-1} + 0,14$ <p style="text-align: center;">(-3,39) (3,39)</p> $+ 0,33 \Delta l_{-1} + 0,17 \Delta y + 0,07 \Delta y_{-1} - 0,13 \Delta (w - p)$ <p style="text-align: center;">(2,50) (4,92) (1,90) (-3,47)</p> $l^* = y - (w - p)$	$R^2 = 94\%$ $\sigma = 0,08\%$ $DW(0) = 1,89$ 1991q4 – 2001q3
---	--

Population active

$\Delta ls = -0,32 \cdot (ls - l)_{-1} + 0,22 \cdot (pop1564 - l)_{-1} + 0,08\% \cdot t - 1,76$ <p style="text-align: center;">(-3,89) (3,72) (3,73) (-3,73)</p> $+ 0,52 \cdot \Delta ls_{-1} + 0,72 \cdot \Delta l - 0,55 \cdot \Delta l_{-1}$ <p style="text-align: center;">(4,28) (6,24) (5,54)</p> $ls = 0,30 \cdot l + 0,70 \cdot pop1564$	$R^2 = 78\%$ $\sigma = 0,05\%$ $DW(0) = 2,42$ 1992q1 – 2000q4
--	--

TUC

$\Delta tuc = -0,32 \cdot (tuc - (y - k))_{-1} + 2,26$ <p style="text-align: center;">(-3,90) (3,90)</p> $+ 0,21 \cdot \Delta tuc_{-1} + 0,23 \cdot \Delta tuc_{-2}$ <p style="text-align: center;">(1,50) (1,64)</p> $+ 0,49 \cdot \Delta tuc^* + 0,39 \cdot \Delta tuc_{-1} + 0,76 \cdot \Delta tuc_{-2}$ <p style="text-align: center;">(1,77) (1,29) (2,43)</p> $tuc^* = y - k$	$R^2 = 67\%$ $\sigma = 0,69\%$ $DW(0) = 2,42$ 1992q1 – 2000q4
---	--

Prix de valeur ajoutée

$\Delta p = -0,12 \cdot (p - (w - pgf / \alpha) - \frac{1-\alpha}{\alpha} tuc)_{-1} + 2,98$ <p style="text-align: center;">(-3,59) (3,59)</p> $+ 0,54 \cdot \Delta w - 0,02 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(5,03) (-1,54)</p> $p^* = w - pgf / \alpha + \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot tuc$	$R^2 = 73\%$ $\sigma = 0,18\%$ $DW(0) = 1,78$ 1994q1 – 2001q3
---	--

Remarque : non contrainte pour le coefficient du TUC, l'équation estimée est la suivante :

$\Delta p = -0,13 \cdot (p - (w - pgf / \alpha))_{-1} + 0,08 \cdot tuc_{-1} + 3,26$ <p style="text-align: center;">(-3,51) (3,02) (3,43)</p> $+ 0,55 \cdot \Delta w - 0,02 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(4,98) (-1,44)</p> $p^* = w - pgf / \alpha + 0,57 \cdot tuc$	$R^2 = 73\%$ $\sigma = 0,22\%$ $DW(0) = 1,80$ 1994q1 – 2000q4
---	--

L'hypothèse que le coefficient du TUC puisse être contraint à $(1 - \alpha)/\alpha = 0,66$ n'est pas rejetée par les données.

Salaires (super bruts) : cas 1 (Phillips)

$\Delta w = -0,0016 \cdot u + 0,018 + 0,68 \cdot \Delta pc + \left(1 - 0,68\right) \cdot \Delta pc$ <p style="text-align: center;">(-2,44) (2,64) (3,54) (c)</p>	$R^2 = 34\%$ $\sigma = 0,39\%$ $DW(0) = 1,69$ 1992q1 – 2000q4
--	--

Salaires (super bruts) : cas 2 (WS)

$\Delta w = -0,27 \cdot (w - (\text{wedge} + pc + pgf / \alpha))_{-1} - 0,28 \cdot u_{-1} + 0,96$ <p style="text-align: center;">(-3,13) (-4,28) (2,11)</p> $+ 0,95 \cdot \Delta pc - 0,0041 \cdot t$ <p style="text-align: center;">(4,86) (-3,45)</p> $w^* = \text{wedge} + pc + pgf / \alpha - 1,0 \cdot u$	$R^2 = 63\%$ $\sigma = 0,35\%$ $DW(0) = 1,78$ 1992q1 – 2000q4
---	--

Prix de consommation

$\Delta pc = -0,86 \cdot (pc - (\ln(1 + \text{TAXE}) + p))_{-1} + 0,049 \cdot (pm - p)_{-1} - 0,09$ <p style="text-align: center;">(-4,68) (4,29) (-4,71)</p> $+ 1 \cdot \Delta \ln(1 + \text{TAXE}) + 0,96 \cdot \Delta p - 0,21 \cdot \Delta p_{-1} + 0,06 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(c) (12,47) (-2,73) (9,92)</p> $pc = \ln(1 + \text{TAXE}) + 0,94 \cdot p + 0,06 \cdot pm$	$R^2 = 96\%$ $\sigma = 0,07\%$ $DW(0) = 2,08$ 1996q2 – 2000q4
---	--

Prix d'exportation (extra zone)

$\Delta px = -0,23 \cdot (px - 0,70 \cdot csu - 0,30 \cdot (p\$^* - e))_{-1} - 5,17$ <p style="text-align: center;">(-2,16) (-2,36)</p> $+ 0,27 \cdot \Delta px_{-1} + 0,29 \cdot \Delta px_{-2} + 0,18 \cdot t \cdot \Delta (p\$^* - e) - 0,11 \cdot \Delta (p\$^* - e)_{-1}$ <p style="text-align: center;">(1,61) (2,36) (4,53) (-1,91)</p> <p style="text-align: center;">(4,81) (4,81)</p> $+ 0,0030 \cdot t$ <p style="text-align: center;">(2,36)</p> $px = 0,70 \cdot csu + 0,30 \cdot (p\$^* - e)$	$R^2 = 59\%$ $\sigma = 0,64\%$ $DW(0) = 2,25$ 1992q1 – 2000q4
--	--

Prix d'importations hors énergie

$\Delta pmhe = -0,31 \cdot (pmhe - p)_{-1} + 0,44 \cdot (p\$^* - e - p)_{-1} - 0,08$ <p style="text-align: center;">(-3,79) (-3,91) (-3,60)</p> $+ 0,40 \cdot \Delta (p\$^* - e)$ <p style="text-align: center;">(5,66)</p> $pmhe = 0,3p + 0,7(p\$^* - e)$	$R^2 = 55\%$ $\sigma = 1,54\%$ $DW(0) = 1,4$ 1991q2 – 2001q4
--	---

Prix d'investissement

$\Delta pi = -0,061 \cdot (pi - p) + 0,009 \cdot (pm - p)_{-1} - 0,00$ <p style="text-align: center;">(-1,86) (1,41) (-0,55)</p> $+ 0,70 \cdot \Delta p + 0,17 \cdot \Delta p_{-1} + 0,06 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(5,59) (1,54) (3,67)</p> $pi = 0,85 \cdot p + 0,15 \cdot pm$	$R^2 = 64\%$ $\sigma = 2,15\%$ $DW(0) = 2,18$ 1992q1 – 2000q4
--	--

Taux d'intérêt à 10 ans

$\Delta r10a = -0,29 \cdot (r10a - r3m)_{-1} - 0,25 \cdot (r3m - \Delta_4 pc)_{-1} + 0,13 \cdot \frac{\text{Deficit}_{-1}}{\text{PIB}_{-1}}$ <p style="text-align: center;">(-3,65) (-4,36) (3,17)</p> $+ 0,60 \cdot \Delta r10a_{-1} + 0,19 \cdot \Delta r3m + 0,40 \cdot \Delta pc + 0,73$ <p style="text-align: center;">(4,07) (1,26) (2,86) (3,24)</p> $r10a = 0,14 \cdot r3m + 0,86 \Delta_4 pc + 0,45 \cdot \frac{\text{Deficit}}{\text{PIB}}$	$R^2 = 65\%$ $\sigma = 0,30$ $DW(0) = 1,98$ 1992q3 – 2000q4
--	--

Statistiques de test pour les équations du modele															
	c	dS	x	m	i	l	ls	tuc	p	w	pc	px	pm	pi	r10a
Période d'estimation															
Début	1992T3	1992T1	1992T1	1991T4	1992T3	1991T4	1992T1	1992T1	1994T1	1992T1	1996T2	1992T1	1991T2	1992T1	1992T3
Fin	2000T4	2000T4	2000T4	2001T3	2000T4	2001T3	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2001T3	2000T4	2000T4
Test de normalité (Bera-Jarque)															
Statistique du test	4.56	1.75	1.77	5.73	1.48	4.37	3.91	1.72	0.07	9.50	3.07	1.88	24.60	3.99	3.55
Niveau d'acceptation	0.10	0.42	0.41	0.06	0.48	0.11	0.14	0.42	0.97	0.01	0.22	0.39	0.00	0.14	0.17
Tests d'autocorrélation															
Multiplicateur de Lagrange															
Statistique du test	2.75	1.29	0.18	2.63	1.32	1.44	1.82	1.99	0.40	0.81	1.02	0.50	2.13	2.03	0.26
Niveau d'acceptation	0.06	0.30	0.94	0.06	0.29	0.24	0.16	0.13	0.81	0.53	0.44	0.73	0.10	0.12	0.90
Test du chi2															
Statistique du test	11.69	5.44	0.99	11.22	5.74	6.45	8.12	8.71	2.06	3.62	5.50	2.68	8.21	8.57	1.49
Niveau d'acceptation	0.02	0.25	0.91	0.02	0.22	0.17	0.09	0.07	0.72	0.46	0.24	0.61	0.08	0.07	0.83
Test d'échec prédictif															
Statistique du test	17.14	5.09	6.33	-	1.81	-	55.37	1.57	5.44	3.50	4.13	2.31	-	1.29	0.77
Niveau d'acceptation	0.00	0.08	0.04	-	0.18	-	0.00	0.46	0.07	0.17	0.13	0.32	-	0.52	0.68
Test d'hétéroscédasticité (ARCH)															
Statistique du test	0.49	1.13	0.24	0.20	0.76	0.37	0.38	0.15	2.72	0.48	0.50	0.25	0.28	1.56	0.77
Niveau d'acceptation	0.75	0.37	0.91	0.94	0.57	0.82	0.82	0.96	0.08	0.75	0.75	0.90	0.89	0.23	0.56
Test d'hétéroscédasticité (Spanos)															
Statistique du test	0.76	4.37	0.01	3.93	0.08	0.12	1.59	0.21	0.63	3.10	1.74	0.09	0.01	0.85	0.00
Niveau d'acceptation	0.39	0.04	0.92	0.06	0.78	0.74	0.22	0.65	0.44	0.09	0.21	0.76	0.94	0.37	0.98
Test de stationnarité (ADF)															
Statistique du test	-2.36	-	-3.36**	-3.15**	-3.4**	-1.15	-2.36*	-2.90*	-2.89*	-	-1.49	-2.64*	-3.06**	-2.24	-5.15**
Note: Les tests de Bera-Jarque sont satisfaisants sauf pour les salaires (forte sur estimation en fin de période) et le prix des importations (sous estimation en fin de période). Les tests d'échec prédictifs sont réalisés pour les derniers trois trimestres. Ils sont rejetés pour la consommation et la population active en raison d'un résidu très fort respectivement en 2000T3 et 2000T2. Le test ADF est réalisé sur les résidus de l'équation de long-terme, calculés à partir des coefficients obtenues par estimation en une étape. On indique * (**) si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée a 10% (respectivement a 5%). Pour un échantillon de 35 points environ et avec un terme autoregressif, le seuil est de -2.61 (-2.94).															

Note: Les tests de Bera-Jarque sont satisfaisants sauf pour les salaires (forte sur estimation en fin de période) et le prix des importations (sous estimation en fin de période).

Les tests d'échec prédictifs sont réalisés pour les derniers trois trimestres. Ils sont rejetés pour la consommation et la population active en raison d'un résidu très fort respectivement en 2000T3 et 2000T2.

Le test ADF est réalisé sur les résidus de l'équation de long-terme, calculés à partir des coefficients obtenues par estimation en une étape. On indique * (**) si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée à 10% (respectivement à 5%). Pour un échantillon de 35 points environ et avec un terme autoregressif, le seuil est de -2.61 (-2.94).

CAHIER DE VARIANTES AVEC SPÉCIFICATION PHILLIPS

Les tableaux ci-dessous présentent, à un horizon donné (en trimestres), le pourcentage d'écart entre la variante analytique et le compte central.

A1 – Hausse de la consommation publique de 1 % du PIB

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,89	0,83	0,82	0,93	0,91	0,79	0,53	0,00
Consommation	0,26	0,36	0,50	0,61	0,55	0,37	0,25	1,28
Investissement	2,10	1,74	1,55	1,68	1,18	0,78	0,32	0,00
Exportations	0,00	0,00	0,03	0,04	- 0,02	- 0,28	- 0,62	- 2,12
Importations	3,09	4,38	4,04	3,96	2,99	2,22	2,26	5,98
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,23	0,09	0,09	0,02	- 0,01	- 0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	0,07	0,23	0,51	1,70	2,59	4,21	14,44
Prix à la consommation	0,00	0,06	0,20	0,43	1,49	2,30	3,77	12,99
Salaires	0,01	0,07	0,21	0,47	1,79	2,91	4,76	14,45
Coûts salariaux unitaires	- 0,73	- 0,45	- 0,21	0,02	1,55	2,74	4,50	14,44
Taux de chômage (en point)	- 0,04	- 0,12	- 0,22	- 0,30	- 0,45	- 0,40	- 0,17	0,00
Emplois	0,15	0,30	0,40	0,48	0,67	0,62	0,28	0,00
Population active	0,10	0,17	0,16	0,15	0,18	0,18	0,04	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,71	- 1,02	- 0,95	- 0,94	- 0,69	- 0,39	- 0,26	- 0,60

A2 – Hausse de 1 point du taux d'imposition sur le revenu

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,22	- 0,23	- 0,29	- 0,36	- 0,49	- 0,51	- 0,42	0,00
Consommation	- 0,48	- 0,54	- 0,73	- 0,86	- 1,19	- 1,29	- 1,32	- 1,99
Investissement	- 0,52	- 0,48	- 0,59	- 0,69	- 0,75	- 0,64	- 0,37	0,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	- 0,01	0,09	0,31	1,45
Importations	- 0,76	- 1,13	- 1,31	- 1,52	- 1,78	- 1,63	- 1,51	- 3,81
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,06	- 0,03	- 0,04	- 0,03	- 0,01	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	- 0,02	- 0,06	- 0,14	- 0,62	- 1,15	- 2,19	- 8,66
Prix à la consommation	0,00	- 0,02	- 0,05	- 0,12	- 0,54	- 1,02	- 1,96	- 7,87
Salaires	0,00	- 0,02	- 0,06	- 0,13	- 0,63	- 1,26	- 2,46	- 8,66
Coûts salariaux unitaires	0,18	0,13	0,12	0,07	- 0,45	- 1,12	- 2,31	- 8,66
Taux de chômage (en point)	0,01	0,03	0,06	0,09	0,20	0,23	0,17	0,00
Emplois	- 0,04	- 0,08	- 0,12	- 0,16	- 0,31	- 0,37	- 0,27	0,00
Population active	- 0,03	- 0,05	- 0,05	- 0,06	- 0,09	- 0,11	- 0,06	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,18	0,27	0,31	0,36	0,43	0,36	0,23	0,43

A3 – Hausse de 1 % de la demande mondiale

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,19	0,16	0,18	0,22	0,26	0,25	0,18	0,00
Consommation	0,06	0,07	0,11	0,14	0,16	0,13	0,09	0,41
Investissement	0,45	0,34	0,36	0,42	0,38	0,28	0,13	0,00
Exportations	0,99	1,00	1,01	1,01	1,00	0,94	0,83	0,30
Importations	0,74	1,03	0,93	0,91	0,68	0,46	0,39	1,57
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,04	0,02	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	0,02	0,05	0,11	0,40	0,67	1,18	4,44
Prix à la consommation	0,00	0,01	0,04	0,09	0,35	0,60	1,05	4,01
Salaires	0,00	0,01	0,04	0,10	0,41	0,74	1,33	4,44
Coûts salariaux unitaires	- 0,16	- 0,09	- 0,06	- 0,02	0,33	0,68	1,25	4,44
Taux de chômage (en point)	- 0,01	- 0,03	- 0,05	- 0,06	- 0,12	- 0,12	- 0,07	0,00
Emplois	0,03	0,06	0,08	0,11	0,18	0,19	0,11	0,00
Population active	0,02	0,04	0,03	0,04	0,05	0,05	0,02	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,06	- 0,01	0,01	0,02	0,07	0,16	0,23	0,16

A4 – Hausse de 10 % du prix des matières premières (dont pétrole)

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,02	- 0,01	- 0,02	- 0,04	- 0,05	- 0,02	0,03	0,00
Consommation	- 0,04	- 0,07	- 0,12	- 0,17	- 0,27	- 0,23	- 0,15	- 0,13
Investissement	- 0,04	- 0,03	- 0,07	- 0,11	- 0,11	0,00	0,08	0,00
Exportations	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,04	- 0,05	- 0,03	- 0,09
Importations	- 0,06	- 0,18	- 0,31	- 0,46	- 0,69	- 0,57	- 0,48	- 0,48
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	0,00	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,01	0,06	0,11	0,15	0,21	0,22	0,28	0,57
Prix à la consommation	0,08	0,19	0,26	0,31	0,37	0,38	0,44	0,70
Salaires	0,05	0,15	0,24	0,28	0,32	0,28	0,28	0,57
Coûts salariaux unitaires	0,06	0,14	0,22	0,26	0,25	0,19	0,22	0,57
Taux de chômage (en point)	0,00	0,01	0,02	0,03	0,07	0,07	0,02	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,02	- 0,04	- 0,06	- 0,11	- 0,11	- 0,03	0,00
Population active	- 0,01	- 0,01	- 0,02	- 0,02	- 0,03	- 0,03	0,00	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,32	- 0,28	- 0,25	- 0,21	- 0,13	- 0,18	- 0,22	- 0,21

A5 – Hausse de 1 % des salaires *ex ante*

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,11	- 0,22	- 0,30	- 0,38	- 0,46	- 0,34	- 0,08	0,00
Consommation	0,00	- 0,17	- 0,34	- 0,51	- 0,65	- 0,35	0,10	0,00
Investissement	- 0,27	- 0,51	- 0,66	- 0,80	- 0,70	- 0,33	0,12	0,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,05	- 0,12	- 0,34	- 0,27	- 0,08	0,00
Importations	0,27	0,02	- 0,33	- 0,66	- 0,69	0,16	0,76	0,00
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,03	- 0,02	0,01	0,02	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,80	1,08	1,25	1,35	1,33	1,13	0,81	0,00
Prix à la consommation	0,67	0,93	1,09	1,19	1,20	1,03	0,74	0,00
Salaires	1,46	1,84	2,00	2,08	1,86	1,37	0,68	0,00
Coûts salariaux unitaires	1,47	1,83	1,95	2,00	1,58	0,99	0,46	0,00
Taux de chômage (en point)	0,03	0,09	0,17	0,27	0,49	0,46	0,19	0,00
Emplois	- 0,10	- 0,23	- 0,35	- 0,46	- 0,74	- 0,72	- 0,30	0,00
Population active	- 0,07	- 0,13	- 0,16	- 0,17	- 0,20	- 0,21	- 0,03	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,07	0,02	0,14	0,25	0,34	0,06	- 0,19	0,00

A6 – Hausse de 1 % de la productivité du travail

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,03	0,06	0,10	0,14	0,30	0,41	0,50	1,00
Consommation	0,00	0,02	0,05	0,11	0,32	0,40	0,36	- 0,12
Investissement	0,06	0,14	0,23	0,31	0,55	0,62	0,60	1,00
Exportations	0,00	0,00	0,01	0,02	0,14	0,27	0,38	1,49
Importations	- 0,07	- 0,09	- 0,07	- 0,02	0,20	0,09	- 0,39	- 2,63
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,01	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,18	- 0,39	- 0,60	- 0,79	- 1,41	- 1,86	- 2,55	- 8,87
Prix à la consommation	- 0,15	- 0,33	- 0,51	- 0,69	- 1,25	- 1,67	- 2,30	- 8,07
Salaires	- 0,11	- 0,28	- 0,46	- 0,63	- 1,21	- 1,60	- 2,14	- 7,96
Coûts salariaux unitaires	- 0,14	- 0,35	- 0,56	- 0,78	- 1,46	- 1,90	- 2,51	- 8,87
Taux de chômage (en point)	0,00	0,00	0,01	0,00	- 0,03	- 0,06	- 0,07	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,01	- 0,01	0,00	0,05	0,10	0,12	0,00
Population active	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,03	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,02	0,02	0,02	0,00	- 0,11	- 0,14	- 0,06	0,06

A7 – Hausse de 1 % de la population active

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,69	- 0,27	- 0,22	- 0,16	0,33	0,64	0,75	1,00
Consommation	- 1,52	- 0,83	- 0,82	- 0,57	0,33	0,81	0,72	- 0,12
Investissement	- 1,61	- 0,45	- 0,29	- 0,13	0,86	1,18	0,89	1,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,01	0,00	0,23	0,49	0,51	1,48
Importations	- 2,43	- 2,25	- 1,40	- 1,03	0,69	1,06	- 0,22	- 2,62
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,18	0,02	- 0,02	0,05	0,04	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,13	- 0,35	- 0,63	- 0,98	- 2,01	- 2,49	- 2,92	- 8,83
Prix à la consommation	- 0,11	- 0,30	- 0,54	- 0,85	- 1,78	- 2,23	- 2,64	- 8,03
Salaires	- 0,23	- 0,56	- 0,94	- 1,38	- 2,79	- 3,41	- 3,57	- 8,84
Coûts salariaux unitaires	0,36	- 0,43	- 0,82	- 1,25	- 2,71	- 3,15	- 2,98	- 8,83
Taux de chômage (en point)	1,00	1,03	0,99	0,94	0,54	0,08	- 0,32	0,00
Emplois	- 0,10	- 0,13	- 0,09	- 0,03	0,40	0,91	1,36	1,00
Population active	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,57	0,53	0,33	0,24	- 0,30	- 0,52	- 0,16	0,06

A8 – Dépréciation de 10 % du taux de change

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,59	0,99	0,89	0,82	0,42	0,26	0,25	0,00
Consommation	0,07	0,13	0,08	- 0,02	- 0,78	- 1,04	- 0,73	0,00
Investissement	1,40	2,20	1,69	1,28	0,07	- 0,02	0,25	0,00
Exportations	0,00	1,87	1,87	1,69	1,27	0,96	0,90	0,00
Importations	- 1,18	0,08	0,11	- 0,73	- 3,04	- 3,20	- 1,86	0,00
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,05	0,10	0,03	- 0,05	- 0,03	0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,01	0,24	0,60	1,05	2,70	3,34	4,34	10,00
Prix à la consommation	0,26	0,72	1,17	1,66	3,27	3,91	4,84	10,00
Salaires	0,18	0,59	1,07	1,57	3,36	4,04	4,78	10,00
Coûts salariaux unitaires	- 0,34	- 0,19	0,46	1,05	3,04	3,63	4,28	10,00
Taux de chômage (en point)	- 0,02	- 0,07	- 0,15	- 0,20	- 0,10	0,10	0,14	0,00
Emplois	0,07	0,21	0,28	0,29	0,11	- 0,13	- 0,22	0,00
Population active	0,05	0,13	0,12	0,08	0,00	- 0,03	- 0,05	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,42	- 0,53	- 0,48	- 0,32	0,36	0,48	0,06	0,00

A9 – Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,09	- 0,16	- 0,24	- 0,31	- 0,57	- 0,74	- 0,83	- 0,78
Consommation	- 0,19	- 0,29	- 0,42	- 0,54	- 0,98	- 1,28	- 1,54	- 1,50
Investissement	- 0,21	- 0,58	- 0,90	- 1,17	- 1,98	- 2,47	- 2,73	- 1,95
Exportations	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	0,05	0,32	0,34
Importations	- 0,31	- 0,70	- 1,05	- 1,36	- 2,18	- 2,53	- 2,63	- 1,93
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,02	- 0,03	- 0,04	- 0,04	- 0,03	- 0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,08	- 0,50	- 1,11	- 2,52	- 2,09
Prix à la consommation	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,07	- 0,43	- 0,98	- 2,25	- 1,89
Salaires	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,07	- 0,51	- 1,22	- 2,90	- 2,86
Coûts salariaux unitaires	0,07	0,11	0,13	0,12	- 0,25	- 0,95	- 2,60	- 2,09
Taux de chômage (en point)	0,00	0,02	0,04	0,06	0,20	0,30	0,33	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,04	- 0,08	- 0,12	- 0,32	- 0,47	- 0,53	0,00
Population active	- 0,01	- 0,03	- 0,04	- 0,05	- 0,10	- 0,14	- 0,14	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,07	0,16	0,25	0,32	0,53	0,60	0,51	0,39

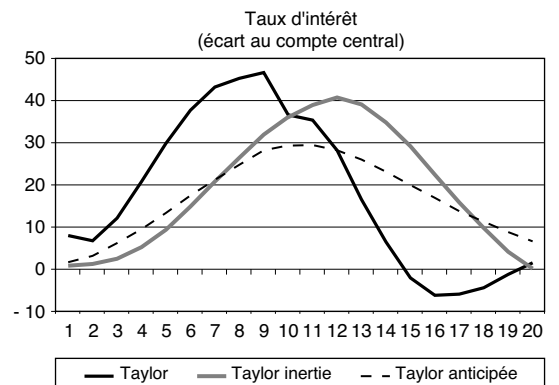
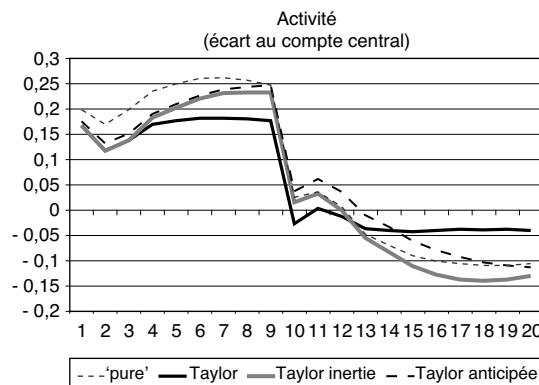
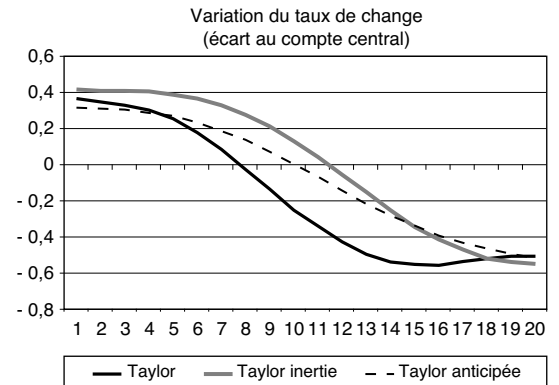
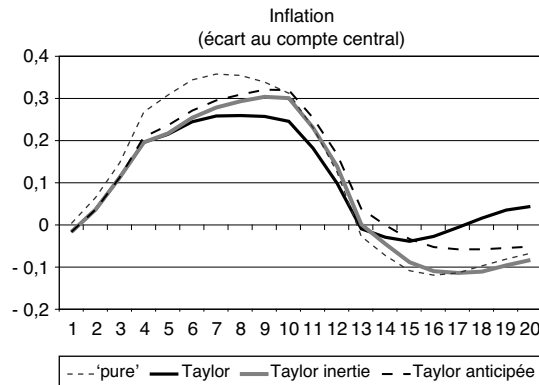
SIMULATIONS AVEC TAUX DE CHANGE NOMINAL ENDOGÈNE ET RÈGLES DE TAYLOR

Les simulations ci-dessous présentent la réponse du modèle à un horizon donné (en trimestres). Pour chaque simulation, les courbes décrivent les résultats avec le modèle avec taux de change et taux d'intérêt exogènes (simulation « pure ») et ceux avec le taux de change

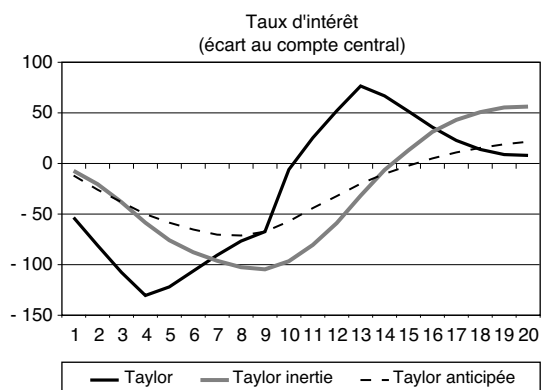
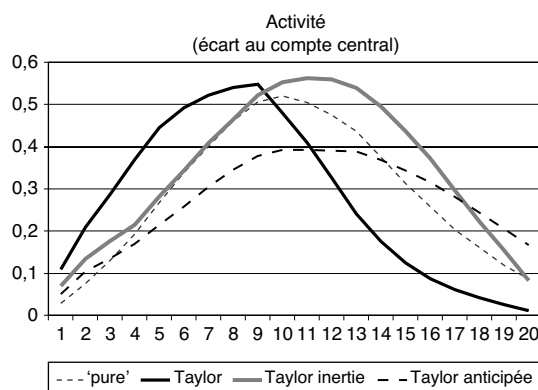
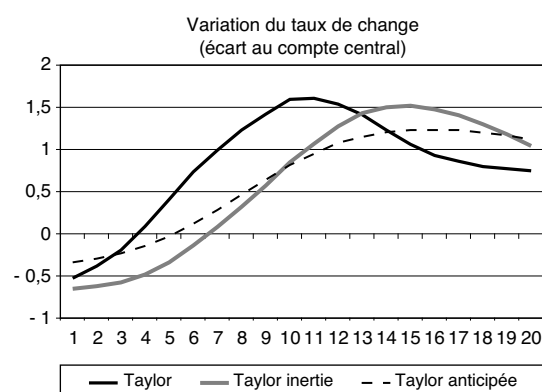
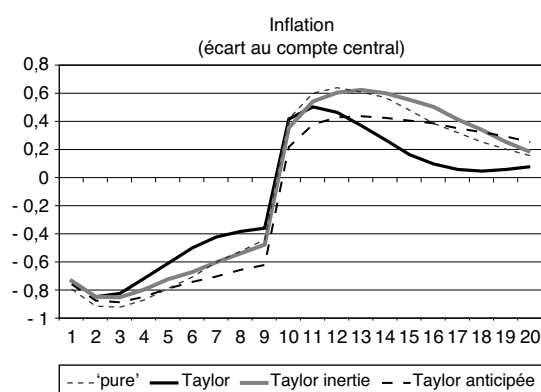
déterminé par une équation de parité non couverte et le taux d'intérêt déterminé par une règle de Taylor.

N.B. : les réponses sont trimestrielles et une hausse du taux de change correspond à une dépréciation.

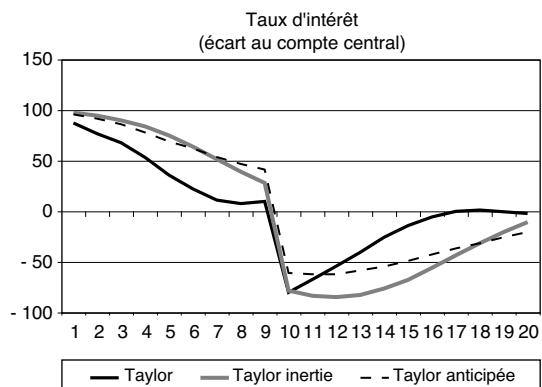
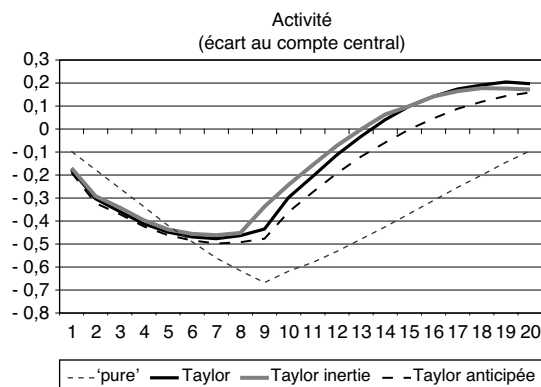
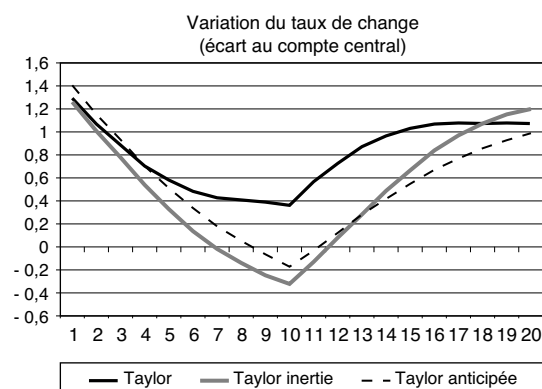
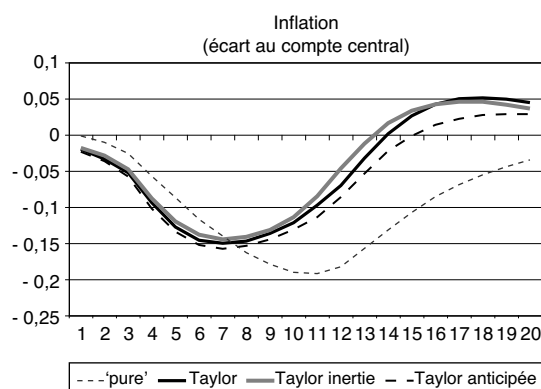
A – Hausse de 1 % de la demande mondiale pendant deux ans



B – Hausse de 1 % de la PGF pendant deux ans



C – Hausse *ex ante* de 100 points de base des taux d'intérêts pendant deux ans



CONSTRUCTION ET TRIMESTRIALISATION DU COMPTE DE REVENU DES MÉNAGES

La construction d'un cadre comptable annuel de 1991 à 2000

Eurostat fournit un compte des ménages annuel, par pays membre, et au mieux sur la période de 1991 à 2000. On peut classer les pays membres en quatre catégories :

- Le Luxembourg et l'Irlande n'ont aucune données disponibles. Représentant 2 % du PIB de la zone euro, ces pays ont été négligés.
- La Finlande, l'Allemagne, l'Italie, les Pays-Bas et la France, qui représentent 78 % du PIB de la zone euro, disposent de données complètes de 1991 à 2000.
- L'Autriche, la Belgique, l'Espagne et la Grèce ont des données complètes de 1995 à 2000.
- Le Portugal fournit des données de 1995 à 1998.

Disposant pour les années 1999 et 2000 des données du poste des ménages pour la zone euro et l'ensemble des pays excepté le Portugal, le compte des ménages de ce dernier a été obtenu par solde en 1999 et en 2000.

Afin de compléter le cadre comptable, il a fallu rétropoler les données avant 1995 pour les pays des deux derniers groupes définis précédemment (Autriche, Belgique, Espagne, Grèce et Portugal, soit 20 % de la zone euro). La méthode de rétropolation des postes est résumée dans le tableau ci-dessous.

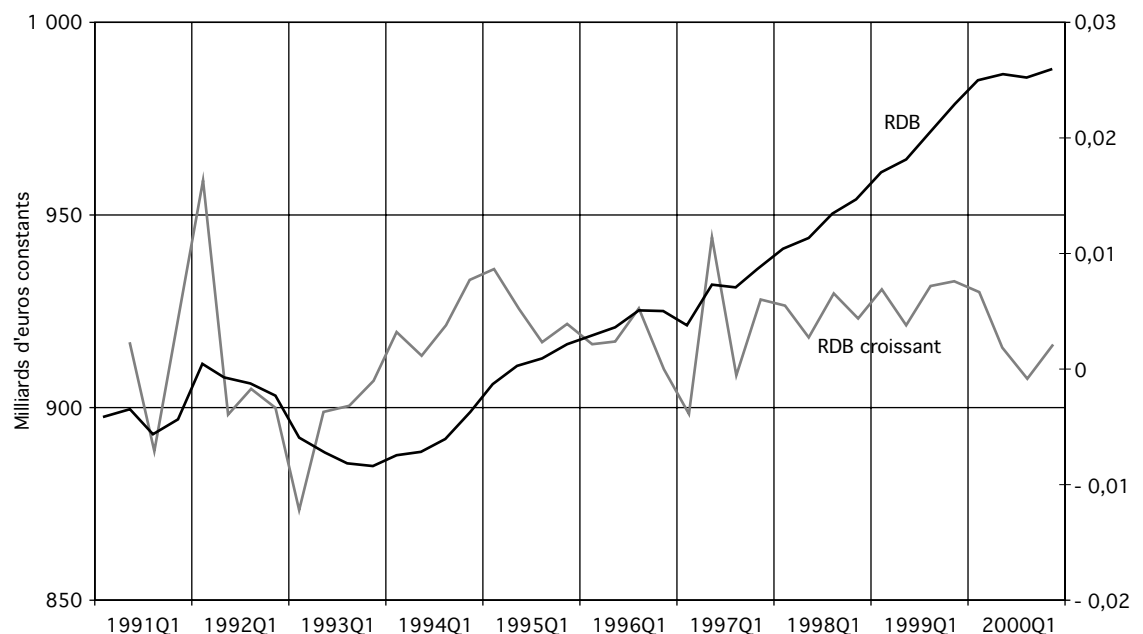
L'ensemble de ces opérations a donc permis de construire un cadre comptable annuel cohérent définissant le RDB pour la zone euro et pour la plupart des pays membres entre 1991 et 2000 (cf. graphique).

Méthode de rétropolation des postes du RDB pour les pays aux données manquantes

EBE	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Coût du travail (d1)	Rétropolation grâce aux taux de croissance de cette série dans la base ADB (données OCDE)
Revenus de la propriété (d4)	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Impôts (d5p)	Rétropolation à partir des taux apparents d'imposition sur le salaire calculés dans la base ADB (données OCDE)
Cotisations sociales (d61p)	Rétropolation avec les taux de croissance des cotisations sociales fournis dans la base ADB (données OCDE)
Prestations sociales (d62)	Rétropolation avec les taux de croissance des cotisations sociales fournis dans la base ADB (données OCDE)
RDB	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Résidu (d7 essentiellement)	Obtenu par solde

RDB de la zone euro

Volume base 100 1995 et croissance trimestrielle



La trimestrialisation du cadre comptable

- L'excédent brut d'exploitation (EBE)

On a d'abord défini des clés de passage annuelles de l'EBE total à l'EBE des ménages (y compris les entrepreneurs individuels). Ces clés ont été trimestrialisées par lissage, ce qui a permis de les appliquer à la série trimestrielle d'EBE total. Les flux annuels obtenus par cumul des flux trimestriels ne correspondent pas aux flux annuels de notre cadre comptable. On a donc réparti les résidus annuels selon le taux de croissance de l'EBE des ménages.

- Le coût du travail

Le coût du travail est disponible au niveau trimestriel dans la base Eurostat. On a vérifié que ces données étaient compatibles avec le cadre annuel.

- Les postes directement trimestrialisés

Les postes d4 (revenus de la propriété), d62 (prestations sociales) et les résidus ont été directement trimestrialisés par lissage sous la contrainte que la somme des flux trimestriels d'une année soit égale au flux annuel du cadre comptable.

- Trimestrialisation des prestations sociales et des impôts

Pour ces deux postes, on a utilisé la même méthode que celle employée pour la trimestrialisation de l'EBE

des entreprises individuelles. On a en effet défini une clé, d'une part des cotisations sociales sur les salaires et d'autre part, des impôts (qui sont essentiellement des impôts sur le revenu au niveau de la zone euro) sur la base d'un agrégat de revenus du travail et du capital défini par $d1 + d4 - d61p + d62$. Ces clés ont été trimestrialisées, puis ont permis de calculer des postes de prestations sociales et d'impôts intermédiaires : il a fallu ensuite répartir, comme pour l'EBE des entreprises individuelles, les résidus annuels de la trimestrialisation.

- Prolongement du RDB en 2001

Pour les trois premiers trimestres de l'année 2001, le RDB a été construit par agrégation après prolongement de ses différents postes. Les postes ont été prolongés au vu de leur tendance récente, soit en supposant le taux de croissance ou le niveau de ces variables ou des clés qui leur sont appliquées. Le salaire superbrut est déjà disponible dans la base Eurostat.

La clef pour l'EBE croît pour les trois trimestres considérés au même rythme que sur la période 1991T1-2000T4, soit une baisse trimestrielle de 0,18 %, ce qui traduit la baisse de la part des EI et des activités directes de production des ménages dans l'économie. Les prestations et le solde du revenu du patrimoine augmentent au même rythme (en valeur) que sur la période 1991-2000. Le taux d'imposition apparent a été supposé constant. De même, la clef entre les cotisations sociales et les salaires a été supposée constante.

MZE ET LA MODÉLISATION DE LA ZONE EURO

Jérôme Henry, Division Modélisation, Direction Générale de la Recherche, BCE

L'article de Pierre-Olivier Beffy, Xavier Bonnet, Brieuc Monfort et Matthieu Darracq-Pariès (2004), « MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro », s'inscrit dans une lignée récente de travaux de modélisation partageant un objectif commun : la représentation de la zone euro dans son ensemble par un modèle macroéconométrique. Bien que par définition, avec une zone euro créée somme toute il y a tout juste cinq ans, on ne puisse encore parler de tradition bien établie, il est cependant possible de resituer le travail en question dans une « histoire ».

Une petite histoire de la modélisation de la zone euro : MZE et ses pairs

Celle-ci commence à l'Institut Monétaire Européen, où dès le milieu des années 1990, avant même que le terme « euro » ne soit imaginé, des économistes travaillaient déjà à la mise en place d'une infrastructure économétrique propre à retracer et analyser le comportement de l'ensemble des pays amenés à constituer la future Union monétaire européenne (UEM). À l'époque, il s'agissait de construire des bases de données et des squelettes de modèles analogues pour des groupes de pays alternatifs, avec bien sûr un grand degré de flexibilité, afin de pouvoir le plus rapidement possible créer « le » modèle agrégé, une fois la liste des pays membres de l'UEM connue. Cette phase de préparation couvrit les années 1996 à 1998. Suivit alors, jusqu'à fin 2000, une phase de développement qui déboucha sur le premier modèle estimé de la zone euro (Fagan *et al.*, 2001), publié ainsi que la base de données spécifique sous-jacente, sur le site de la Banque centrale européenne (BCE) (www.ecb.int).

Ce modèle – l'Area Wide Model ou AWM – est maintenant l'une des composantes de l'infrastructure régulièrement utilisée par la BCE pour ses exercices de projections macroéconomiques (Issing, 2003 ; BCE, 2001). Depuis lors, un certain nombre de travaux ont suivi une démarche similaire, comme par exemple Dreger (2002) dont le modèle est utilisé par l'European Forecasting Network, un groupe d'instituts de recherche produisant des rapports et des prévisions pour le compte de la Commission européenne.

Des outils de prévision et d'analyse des politiques économiques

Plus récemment, une nouvelle veine de travaux est apparue, avec la dernière génération des modèles macroéconomiques, les Modèles d'Équilibre Général Stochastiques (dans la lignée de Christiano *et al.*, 2001). Deux exemples d'une telle recherche sont particulièrement intéressants, en raison de leur potentiel ou de leur ambition à devenir des outils de prévision et d'analyse des politiques économiques, en particulier monétaires, à savoir à la BCE, Smets et Wouters (2003), ou, au FMI, Laxton et Pesenti (2003).

Dans le cas de la zone euro comme dans celui d'autre pays ou groupes de pays, il existe donc à présent deux types d'outils, représentant deux types de modèles distincts (cf. encadré). Tout d'abord, ceux pour lesquels l'aspect opérationnel prime, en particulier pour une utilisation en prévision. Ils combinent la vue traditionnelle d'une économie keynésienne à court terme, classique à long terme, toutefois sans fondements microéconomiques ni anticipations explicites, avec un fort souci de reproduire les données. Cet objectif amène, en particulier, à retenir des formulations *ad hoc* pour la dynamique de court terme des équations du modèle, et empêche, de ce fait, de pleinement considérer leur résidu comme des chocs structurels au sens strict du terme.

La nouvelle génération de modèles cherche, au contraire, à asseoir ses spécifications sur un cadre théorique complet, avec notamment le recours à des « frictions » aussi nombreuses que le demandent les écarts aux relations théoriques d'équilibre. Jusqu'à récemment, le rôle mineur de l'économétrie dans la détermination de la valeur des paramètres – en général calibrés – ainsi que la taille limitée – et donc le faible degré de désagrégation – de ces modèles limitaient leur portée opérationnelle. Toutefois, la situation en la matière tend à évoluer rapidement, notamment avec le développement des techniques bayésiennes comme celles utilisées par Smets et Wouters (2003).

Encadré

L'AWM ET SWEAR, DEUX MODÈLES DE LA ZONE EURO DÉVELOPPÉS À LA BCE

L'AWM, un modèle macroéconométrique standard

L'AWM, ou Area Wide Model, a été développé à des fins de simulation de politique économique, de prévision, d'analyse des comportements ou d'évaluation de la conjoncture. Il est régulièrement utilisé dans ces différents contextes. L'approche en termes de zone a permis de concentrer l'analyse sur la zone dans son ensemble et, ce faisant, de créer une expertise à ce niveau plutôt que seulement pays par pays.

L'AWM est un modèle macroéconométrique standard, de taille moyenne, 89 équations dont 15 économétriques. Son cadre comptable, avec une économie à un seul bien, est celui des comptes nationaux, avec un Tableau Économique d'Ensemble (simplifié) pour la zone euro. Il comporte quatre secteurs : les ménages, le secteur public, les entreprises et le reste du monde.

Son cadre théorique est similaire à celui retenu par d'autres banques centrales. Le long terme du modèle est classique, la production étant déterminée par l'offre, avec plein emploi des facteurs de production, à leur valeur optimale pour les entreprises. Le plein emploi correspond à un taux de chômage d'équilibre exogène, bien que variable au cours du temps. Les spécifications retenues assurent l'absence d'arbitrage inflation-chômage à long terme.

À court terme, les prix comme les salaires sont rigides, ce qui implique une configuration keynésienne où le PIB suit la demande. Ses composantes sont ainsi modélisées : revenu, richesse, taux d'intérêt et chômage expliquent la consommation ; le commerce est fonction de la demande et de la compétitivité ; l'investissement est dérivé du capital optimal, avec un terme d'accélérateur. Les écarts aux valeurs d'équilibre sur les marchés des biens et du travail entrent respectivement dans les équations de prix et de salaire.

Le bouclage du modèle s'obtient par l'action des politiques économiques. La politique monétaire est schématisée par une équation de taux d'intérêt, compatible avec un objectif d'inflation. La politique budgétaire assure la stabilité à long terme du ratio dette sur PIB.

L'équilibre requiert aussi une cohérence entre flux et stocks, avec le calcul d'un indicateur de richesse, mesuré par la somme de la dette publique, du stock de capital et de la position nette extérieure. À long terme, ces divers stocks sont proportionnels au PIB. L'égalité définissant le PIB se traduit alors par une relation entre taux d'intérêt et taux de change en termes réels. Si le taux d'intérêt réel est donné par le reste du monde, le taux de change réel est alors déterminé. L'équilibre nominal (et le niveau des prix) est enfin défini par la politique monétaire.

Une autre caractéristique du modèle est qu'il peut être utilisé dans diverses configurations pour la représentation des anticipations, qui peuvent être adaptatives ou

rationnelles (tournées vers le futur et cohérentes avec l'ensemble des équations du modèle).

Le modèle a été, pour sa plus grande part, estimé avec des spécifications de type Modèle à Correction d'Erreur, le long terme de chaque équation reflétant la relation théorique avec un ajustement de court terme en général non contraint. C'est la principale différence entre ce modèle et des modèles macroéconomiques aux fondements théoriques plus exigeants.

SWEAR, un modèle plus théorique

SWEAR (Smets Wouters Euro ARea) est un des modèles dont l'assise théorique est plus complète, voire exhaustive, qui appartient à la famille des modèles dits dynamiques d'équilibre général stochastiques. L'économie, supposée fermée, est représentée par un ensemble de marchés de biens différenciés, avec concurrence monopolistique. Les relations de comportement, utilisant des variables corrigées de leur tendance, sont dérivées de programme d'optimisation (d'utilité, de profit) intégrant un certain nombre de « frictions », comme les habitudes des consommateurs, les coûts d'ajustement du capital, les rigidités dans la fixation des prix et salaires. Les relations optimales ainsi construites sont augmentées de chocs, qui ont alors une interprétation pleinement structurelle, comme écarts à la relation théorique. Le modèle comprend 9 relations de comportement, ce qui lui confère déjà une taille respectable, en comparaison avec la plupart des modèles macroéconomiques théoriques.

Ce modèle possède la particularité d'être estimé comme un système d'équations. Ce n'est pas le cas généralement des modèles théoriques, pour lesquels les paramètres sont le plus souvent calibrés, afin que le système reproduise en simulation un ensemble de propriétés résumant celles de l'économie modélisée. Les modèles empiriques traditionnels eux-mêmes sont rarement estimés comme un système. La technique retenue pour l'estimation est aussi innovante, de type bayésien, ce qui revient à supposer *a priori* une distribution autour de la valeur jugée la plus probable pour chaque paramètre, simulant alors un grand nombre de modèles différents ainsi construits pour *ex post* dériver la distribution des paramètres aboutissant à un modèle conforme aux données. Le coût de calcul est très important, ce qui explique que ces techniques n'aient été développées que récemment.

Ce modèle est essentiellement utilisé pour l'instant à des fins de recherche, mais sa forte cohérence théorique combinée avec la proximité aux données en fait un outil prometteur. Il conviendrait, entre autres, d'y introduire un degré supplémentaire de désagrégation et de modéliser les tendances afin de le rendre apte à effectuer les tâches actuellement dévolues à l'AWM. Une synthèse de ces deux modèles pourrait atteindre cet objectif.

À terme, une combinaison syncrétique des deux approches devrait déboucher sur un nouveau type de modèle, complètement assis sur des fondements théoriques mais également apte à reproduire les données, ainsi qu'à répondre aux questions détaillées des autorités en charge de décisions de politique économique. La BCE en particulier travaille dans ce sens.

De manière générale, il semble en tout cas, indépendamment du type de modèle envisagé, que la modélisation de la zone euro – dans son ensemble plutôt que pays par pays – soit maintenant entrée dans les mœurs des économistes intéressés, et cela en dépit de problèmes méthodologiques pertinents (Wallis, 2003), relatifs par exemple à l'agrégation des données ou des comportements, ou encore aux ruptures structurelles attendues autour de la date de mise en place de l'UME. Manifestement, le souci de disposer d'un outil ou d'une référence, au niveau de la zone dans son ensemble compense le besoin, qui certes a un coût important, d'une analyse rigoureuse et détaillée pays par pays. Idéalement, les approches agrégée pour la zone et multinationale devraient être utilisées conjointement (BCE, 2001, en fournit une illustration, combinant des modèles et des analyses « area wide » et « multicountry »).

Le projet MZE procède donc de la démarche « area wide », ou zone euro dans son ensemble, ce qui lui confère pertinence et intérêt, puisque, bien qu'en constante croissance, ce domaine reste nouveau. La contribution spécifique des auteurs est double : d'abord, la construction originale des données pour la zone, avec des extensions notables, en particulier concernant le commerce interne et externe à la zone et les comptes des ménages et des administrations publiques (APU) ; ensuite, la mise à disposition d'un catalogue détaillé des propriétés variantielles, avec diverses modélisations de la politique monétaire et du taux de change de l'euro.

Un cadre théorique proche du modèle standard

Avant de passer successivement en revue ces deux éléments, il est utile de revenir sur le cadre théorique et les équations qui composent le modèle MZE. Ce dernier est standard, de type Dornbusch-Svensson, bien que la composante taux de change reste exogène dans de nombreuses

illustrations – excluant alors le rôle des anticipations impliqué par la relation de parité non couverte des taux d'intérêt. MZE comprend donc les éléments suivants, auxquels peuvent de fait se ramener la plupart des modèles macroéconomiques couramment employés de nos jours (Gali *et al.*, 1999) : une courbe d'offre agrégée, expliquant l'inflation par l'écart de production (1), une autre de demande agrégée, reliant l'écart de production au taux d'intérêt réel, enfin une équation endogénéisant la politique monétaire.

En comparaison avec ce schéma ou avec les modèles utilisés par la Réserve fédérale américaine ou la BCE, le cadre théorique de MZE possède trois particularités qui méritent d'être mentionnées.

Tout d'abord, le taux de change réel – via les termes de l'échange – intervient dans les équations d'offre agrégée et de demande agrégée, ce qui entraîne une dépendance du taux de chômage d'équilibre à la valeur de l'euro. Selon que la courbe d'offre, de type Phillips, soit en niveau ou en taux de croissance, c'est le niveau ou la tendance du taux de change réel qui affecte le chômage d'équilibre.

De surcroît, l'équation de politique monétaire retenue dans le modèle de base reflète une politique relativement passive, puisqu'au lieu de postuler une règle de Taylor – selon laquelle le taux d'intérêt dépend des écarts de production et d'inflation – elle suppose simplement un taux d'intérêt réel exogène, et ainsi une réponse des taux d'intérêt à l'inflation limitée à « un-pour-un », qui peut être insuffisante pour stabiliser l'économie en cas de chocs. De fait, les auteurs présentent aussi des simulations avec une version du modèle que l'on qualifiera de plus complète, avec cependant moins de détail quant aux résultats obtenus avec cette dernière.

Enfin, et de manière plus générale, l'un des traits communs aux modèles dont MZE s'inspire est l'existence d'un équilibre de long terme bien défini et aisément déductible. Cela n'est

1. De fait, avec deux équations, l'une de prix, l'autre de salaire, MZE a recours à deux mesures de l'écart de production, sur l'output proprement dit ainsi que sur le chômage, sans pour autant que le lien entre les deux concepts ne soit établi. Probablement, du fait de l'existence d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, une approximation de la loi d'Okun est valide au sein de ce modèle.

pas toujours le cas ici; ainsi, le rôle *a priori* crucial du taux de change dans la détermination du long terme nominal comme réel de MZE reste à clarifier. En particulier, en l'absence de règle de Taylor, l'ancrage nominal du modèle semble déterminé par les prix externes, ce qui n'est pas l'hypothèse la plus immédiatement justifiée dans le cas d'une économie relativement grande et fermée comme celle de la zone euro. Il est également difficile d'évaluer avec précision si l'absence d'homogénéité dynamique de certaines équations de prix introduit une différence en simulation entre chômage d'équilibre et NAIRU. En pratique, dans les simulations présentées, cela ne semble pas être le cas.

Puisque les auteurs présentent des exercices variantiels incluant aussi une relation de parité non couverte des taux d'intérêt et une règle de Taylor, le principal point de discussion est finalement le rôle du taux de change dans la détermination du taux de chômage d'équilibre. Ce dernier ne paraît pas avoir été constant dans le passé pour la zone euro, comme l'indique Fabiani et Mestre (2000). La question clé serait alors d'identifier, dans la mesure du possible, les variables qui importent en la matière. La relation avec le taux de change semble *a priori* faible. Il y a ainsi une apparente déconnection entre la tendance à la hausse du chômage jusqu'au début des années 1990 et les fortes fluctuations du taux de change réel effectif de l'euro (synthétique), qui a connu des phases successives de dépréciation, dans les années 1980, et d'appréciation, dans les années 1990. Le fort cycle de l'euro sur la période 1998-2004 ne s'est vraisemblablement pas non plus traduit par des variations significatives du NAIRU dans la zone.

Une autre piste proposée par MZE est celle du « coin fiscal », qui mérite certainement d'être explorée plus avant. Les auteurs semblent toutefois avoir préféré pour leurs simulations une courbe de Phillips en taux de croissance. Dans ce cas, le taux de chômage d'équilibre reste largement proche d'une constante, étant uniquement fonction des variations des termes de l'échange et de la tendance de productivité. Ce résultat est compatible avec une hypothèse d'exogénéité faible des salaires par rapport aux prix. Pour l'AWM, une formulation en niveau améliore cependant les propriétés en simulation, en termes de rapidité de convergence notamment. Cela n'affecte pas le NAIRU, lequel reste

exogène et égal au chômage d'équilibre, dès lors que les équations de politique économique sont activées.

Cette dernière remarque nous amène à des considérations empiriques. En concentrant, là encore, l'analyse sur une comparaison avec l'AWM, certains autres résultats se trouvent confirmés par MZE. Par exemple, on retrouve l'existence de tendances déterministes dans les équations de commerce en volume, une fois imposée la contrainte d'élasticité unitaire sur les termes de demande.

De même, la spécification de type Cobb-Douglas pour la fonction de production et son corollaire, une part salariale stationnaire, se trouve acceptée par les données. En l'absence d'information détaillée sur les performances individuelles des équations, on peut en revanche se demander si les demandes de facteurs optimales dérivées sont parfaitement aptes à capter les évolutions effectives des données, en particulier pour l'investissement, mais cela reste un problème standard pour les modélisateurs (Chirinko, 1993).

Enfin, la fonction de consommation fait intervenir, comme dans la version la plus récente de l'AWM (Dieppe et Henry, 2003), le taux d'intérêt réel et le chômage (à court terme dans MZE) pour expliquer le taux d'épargne. Ce résultat semble robuste, puisqu'il est obtenu pour MZE, sans qu'aucune variable de stock, ou de richesse, ne soit prise en compte dans la modélisation de ce comportement.

Un effort louable et innovant de construction de données sur la zone euro

Il est particulièrement crucial, comme l'ont fait les auteurs de MZE, pour tout ce qui concerne la modélisation économétrique de la zone euro, d'accorder une importance majeure aux données elles-mêmes, et cela pour de nombreuses raisons. Tout d'abord, l'économétrie requiert l'utilisation d'une quantité suffisante de données, et par conséquent d'information antérieure à la création de la zone proprement dite. De plus, cette information doit être obtenue par agrégation de données de pays, qui à l'époque n'étaient pas encore membres d'une entité commune. Au-delà des problèmes liés à l'hétérogénéité des comportements entre pays, et donc de

la difficulté à interpréter rigoureusement les résultats, de l'économétrie comme des simulations, il existe enfin toute une gamme de méthodes d'agrégation, utilisant des taux de change et/ou des pondérations fixes ou variables qui peuvent affecter les propriétés des séries construites ainsi que les relations existant entre elles (Beyer *et al.*, 2001).

En particulier, il y a une bonne raison de ne pas utiliser sur le passé des déflateurs reconstruits à partir de séries nationales converties en ECU – contrairement à la pratique suivie par MZE. Du fait des réajustements réguliers de parité qui ont caractérisé le mécanisme de change européen, le niveau de prix agrégé ainsi obtenu connaît des sauts discrets à chaque réajustement, ce qui brouille la série de taux d'inflation. En sus de l'absence d'interprétation économique de cette série – l'inflation agrégée n'étant pas la moyenne des taux d'inflation nationaux – on peut penser que toutes les estimations d'équations de prix et salaires sont alors affectées de biais, à moins de systématiquement employer des variables muettes afin de corriger les estimations de l'effet des changements de parité. La nouvelle base de données de l'AWM utilise ainsi les séries réelles d'Eurostat, mais comprend des déflateurs recalculés afin que leur taux d'inflation reste interprétable, à l'image de la méthode employée pour le calcul des séries reprises dans le Bulletin Mensuel de la BCE (2).

Il convient, quoiqu'il en soit, de saluer l'effort accompli par les auteurs en matière de données, avec notamment l'apport de trois importantes contributions originales sur, respectivement, le revenu des ménages, le compte des APU et la décomposition du commerce entre flux intra-zone et extra-zone. Sur ce dernier point, la BCE a aussi très récemment développé ses propres outils afin de construire des données et des équations idoines. Il est en effet fort utile de pouvoir distinguer entre le commerce effectué entre pays de la zone et le reste des échanges, la seconde composante étant bien évidemment plus directement affectée par des fluctuations de l'euro. Dans l'hypothèse d'une égalité entre importations et exportations intra-zone, en supposant de plus que les déflateurs correspondants sont identiques, il suffit, par exemple, de deux équations pour les exportations et les prix d'importation extra-zone, s'ajoutant aux quatre

pour les échanges totaux (prix et volume, pour les exportations comme les importations), pour modéliser l'ensemble du commerce, intra-comme extra-zone.

Une différence importante entre la base de données utilisée par l'AWM et celle de MZE – au-delà des méthodes d'agrégation ou de partage du commerce – est que la première comprend aussi des données de stocks, utilisées pour évaluer la richesse des ménages ou l'actif extérieur net. En l'absence de séries préexistantes, utiliser une approximation *a priori* raisonnable peut être plus satisfaisant que de renoncer à un aspect important des comportements.

Les résultats de MZE en variante et ceux des autres modèles

En plus de leur usage en prévision, qui requiert le plus souvent une manipulation des résidus d'équations (« cales » ou « add factors ») (3), les modèles comme MZE sont utilisés pour des exercices variantiels, que ce soit à titre de diagnostic sur la qualité et/ou la structure du modèle global ou à des fins de politique économique.

Le catalogue de variantes présenté dans l'article comporte des éléments relatifs à ces deux derniers usages. En particulier, concernant le rôle du taux de change et de la politique monétaire, des simulations où les variables correspondantes restent exogènes relèvent essentiellement du diagnostic. En l'absence de modélisation de la politique budgétaire, il est même probable (voire souhaitable) que le système devienne instable au-delà d'un certain horizon suite à des chocs persistants, ce problème n'étant cependant pas explicitement mentionné dans le cas de MZE. Les résultats de

2. Un autre élément important du point de vue empirique est que l'utilisation de données Eurostat implique, pour l'instant, de se limiter à une période d'estimation commençant en 1991, ce qui est un choix certainement rigoureux du point de vue des systèmes de comptes nationaux, mais très coûteux en termes d'information.

3. On peut interpréter les travaux de Hendry et Clements (2003) comme une rationalisation de ce type d'approche, puisqu'elle permet d'utiliser des modèles de manière approximativement valide, même en présence de changement structurel. Contrairement aux modèles de type séries temporelles, les outils macroéconométriques tels que MZE ne sont, en effet, presque jamais utilisés en prévision sans hypothèses additionnelles ad hoc sur le comportement des résidus, afin de par exemple pouvoir intégrer l'information provenant d'indicateurs et/ou de jugement d'experts sur le court terme.

long terme sont alors difficiles à interpréter, car ils proviennent d'un modèle dans une certaine mesure incomplet et qui reflète donc une analyse partielle.

Comme le font les auteurs, on peut ainsi s'interroger *a priori* sur la pertinence économique de configurations dans lesquelles le taux de change demeure une variable exogène, quand bien même particulièrement difficile à modéliser. La même question peut être posée à propos de simulations dans lesquelles les anticipations des agents ne jouent aucun rôle. De telles approximations sont pourtant tout à fait courantes dans un environnement où le modèle est essentiellement utilisé en prévision, en particulier dans l'hypothèse où le taux de change suit une marche au hasard, restant constant sur l'intervalle de prévision, toujours égal à sa dernière valeur observée. Ces remarques permettent d'interpréter les simulations de diagnostics comme un catalogue de variantes applicables dans la configuration d'une prévision à court terme – sans par conséquent se préoccuper outre mesure des impacts de long terme, pour lesquels un modèle complètement « bouclé » serait préférable.

Abordons maintenant les résultats des tests de diagnostics pour les différents chocs, avec la demande pour commencer. Le choc de dépenses publiques se traduit par un multiplicateur inférieur à 1 dès la première année, et tend vers zéro, un profil en soi prêtant peu à controverse (cf. les résultats rapportés par Wallis, 2003), si ce n'est qu'ici, il est obtenu en l'absence de politiques actives. Celles-ci sont, en général, nécessaires à l'obtention de tels résultats pour une économie de cette taille – c'est notamment le cas pour l'AWM où le rôle des politiques en termes de stabilisation est crucial. Il se peut que le canal externe d'éviction soit très puissant dans MZE, avec un fort impact d'une expansion domestique sur les flux de commerce. De surcroît, les effets sur les prix – de consommation ou de production – sont très limités, proches de zéro les deux premières années. Ils seraient trois fois plus importants avec l'AWM, lequel aboutit donc à un coût nettement plus élevé de l'expansion budgétaire en termes d'inflation additionnelle. La faible réponse nominale que MZE attribue généralement à la zone euro après un choc sur les volumes n'est, à vrai dire, pas confirmée par d'autres modèles – l'AWM étant, de ce point de vue, relativement moins réactif que nombre de modèles des

banque centrales nationales de l'Eurosystème (voir Van Els *et al.*, 2001, avec une présentation en termes de ratios de sacrifice).

Cela pourrait provenir dans MZE d'une rapide indexation des prix sur les coûts unitaires salariaux qui, du fait des gains de productivité cycliques, diminuent initialement assez fortement. Le résultat pourrait également être la conséquence d'une sensibilité très faible des prix et salaires aux termes de tension, c'est-à-dire aux écarts de production et de chômage.

Le choc sur les impôts directs a des effets nominaux et réels similaires, avec toutefois un impact moindre, du fait que ce choc porte sur le revenu et non directement sur la demande, le consommateur ne répercutant qu'une partie du choc sur ses dépenses. Une telle réponse est aussi obtenue avec l'AWM – il existe dans ce cas peu d'autres références, vu la rareté de résultats provenant d'autres modèles pour le même type de choc, comme le montrent Hernandez de Cos *et al.* (2003).

Le choc de demande externe offre la particularité d'une réponse plutôt forte du PIB – double de celle de l'AWM par exemple – de nouveau accompagnée d'une assez faible réponse des prix. L'impact marqué sur le PIB est, semble-t-il, lié à un effet d'accélérateur très dynamique, combiné à l'absence de réponse des prix, et donc à des pertes de compétitivité limitées.

Du côté de l'offre, le choc de productivité montre une très faible réponse initiale du PIB avec, de surcroît, une réaction très désinflationniste de l'économie, à relier probablement encore aux développements largement favorables des coûts unitaires. Si l'investissement est fondé sur les anticipations ou, par approximation comme dans l'AWM répond partiellement au (nouveau) PIB potentiel, le retour à l'équilibre est bien plus rapide, avec une réponse plus rapide du PIB et moins d'effets négatifs sur les prix. Le choc sur l'offre de travail est aussi très dépressif initialement pour MZE, ce qui comme précédemment ne serait pas le cas dans l'éventualité d'une réponse de l'autre facteur de production au PIB potentiel.

Finalement, le choc de prix de matières premières donne des résultats conformes à l'intuition, avec une forte dilution du choc initial, l'impact reflétant, en gros, la part des matières premières

dans les importations et celle de ces dernières dans la consommation.

Une dernière batterie de tests utilisant le modèle avec taux de change et d'intérêt exogènes s'intéresse à l'impact de chocs affectant ces deux variables. Deux remarques peuvent être faites quant aux résultats obtenus. D'abord, les impacts initiaux sont faibles en ce qui concerne le taux d'intérêt. Selon l'AWM et d'autres modèles, le canal du taux de change constitue, à court terme, l'effet dominant pour ce qui est des prix, or ce canal est désactivé pour cette simulation. Cela contribue à minorer les effets du choc de politique monétaire. Cela vient s'ajouter à la propriété déjà mentionnée d'un faible impact de la sphère réelle sur les grandeurs nominales propres à MZE, de telle sorte que le canal de transmission de la politique monétaire par la demande y est de toute façon faible.

Au contraire, pour le choc sur le taux de change de l'euro, les effets, réels comme nominaux, apparaissent très importants – plus du double de ce que donneraient l'AWM ou les modèles des banques centrales nationales. On observe notamment une transmission très forte vers les prix à la consommation, de telle sorte que ce que l'on a coutume d'appeler le « pass through » du taux de change apparaît comme rapide et fort.

Enfin, une version bouclée de MZE faisant intervenir les anticipations des agents a été aussi utilisée par les auteurs en variante afin d'analyser l'impact de différentes politiques monétaires sur les résultats commentés ci-dessus. On y retrouve les résultats, par ailleurs standard, selon lesquels la politique monétaire active a des effets stabilisants, et cela d'autant plus qu'elle est fonction des développements futurs (voir par exemple Levin *et al.*, 2003). En principe, une telle conclusion, pour être convaincante, requiert cependant d'être fondée sur des simulations stochastiques – et pas seulement déterministes – afin d'évaluer l'impact de la variabilité des chocs sur le système. En outre, il aurait été également intéressant de disposer des résultats d'une simulation, même simplement déterministe, alliant politiques budgétaire et monétaire. Cela aurait donné, par exemple, une idée du multiplicateur en présence d'une réaction de la banque centrale prenant en compte les développements futurs des prix et de l'activité. Compte tenu du faible impact de l'expansion

budgétaire sur les prix dans MZE, une telle simulation pourrait aussi aboutir au résultat d'un recul initial des prix, à la suite de l'augmentation des taux d'intérêt en réponse au creusement de l'écart de production. Le même résultat se retrouve dans la littérature économique à base de modèles VAR ou pour des modèles macroéconomiques avec des agents dont le comportement est fortement tourné vers le futur (Hernandez de Cos *et al.*, 2003).

*
* *

La construction d'un tel modèle est toujours un exercice coûteux et périlleux, *a fortiori* lorsqu'il est nécessaire de passer par une longue phase, exigeante s'il en est, de construction – voire d'invention – de données. Dans le cas de la zone euro, ce type de problèmes est particulièrement difficile à traiter, étant donné l'absence de référence ou de tradition en matière de modélisation, manifestement en raison de l'aspect par trop récent de la création de la zone. Ces difficultés rendent d'autant plus méritoire la tâche accomplie avec succès par l'équipe ayant développé MZE, qui rejoint maintenant la famille toujours en extension des modèles de la zone euro.

Concernant les développements futurs de ce type d'outils, on pourrait envisager d'une part une description plus fine des finances publiques – tenant compte des différents types d'impôts ou de transferts. De même, il paraît nécessaire d'inclure une règle de politique budgétaire assurant la soutenabilité de la dette publique, en particulier si l'utilisation de ce modèle doit finalement comprendre aussi l'analyse des politiques menées par les autorités budgétaires.

Une autre tâche à prendre en considération serait de passer systématiquement en revue les propriétés variantielles du modèle, à l'aune des résultats obtenus par d'autres modèles. Sans pour autant nécessairement chercher à reproduire ces derniers, cette démarche permettrait de mieux identifier les sources de différences, afin de les corriger ou de les conserver.

D'autre part, mais cela constituera probablement l'objectif d'une nouvelle génération de modèles, voire de modélisateurs, la combinaison d'un cadre théorique strict avec les métho-

des économétriques les plus modernes devrait également permettre dans le futur d'obtenir ce qui jusqu'à récemment était encore le Graal des modélisateurs, à savoir un outil apte à être uti-

lisé en prévision comme pour l'analyse des politiques, tout en reflétant les dernières avancées théoriques. □

BIBLIOGRAPHIE

BCE (2001), *A Guide to Eurosystem Staff Macroeconomic Projection Exercises*.

Beffy P.-O., Bonnet X., Montfort B. et Darracq-Pariès M. (2004), « MZE, un modèle macro-économétrique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, ce numéro.

Beyer A., Doornik J. et Hendry D. (2001), « Constructing Historical Euro-Zone Data », *Economic Journal*, vol. 111, pp. 102-121.

Chirinko R. (1993), « Business Fixed Investment Spending: Modelling Strategies, Empirical Results and Policy Implications », *Journal of Economic Literature*, 31(4), pp. 1875-1911.

Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C. (2001), « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy », NBER Working Paper, n° 8403.

Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1999), « The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective », *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1661-1707.

Dieppe A. et Henry J. (2003), « The Euro Area Viewed as a Single Economy: How does it Respond to Shocks? », *Economic Modelling*, à paraître.

Dreger C. (2002), « A Macroeconometric Model for the Euro Economy », miméo, IWF, Halle.

Fabiani S. et Mestre R. (2000), « Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment », Working Paper ECB, n° 17.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », ECB Working Paper, n° 42.

Hendry D. et Clements M. (2003), « Economic Forecasting: Some Lessons from Recent Research », *Economic Modelling*, vol. 20 (2), pp. 301-329.

P. Hernandez de Cos, Henry J. et Momigliano S. (2003), « The Short-Term Impact of Government Budgets on Prices: Evidence from Macroeconometric Models », miméo, Banco d'España, ECB et Banca d'Italia.

Issing O. (2003), « The Role of Macroeconomic Projections within the Monetary Policy Strategy of the ECB », *Economic Modelling*, à paraître.

Laxton D. et Pesenti P. (2003), « Monetary Policy Rules for Small, Open, Emerging Economies », *Journal of Monetary Economics*, 50 (5), pp. 1109-1146.

Levin A., Williams J. et Wieland V. (2003), « The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty », *American Economic Review*, vol. 93 (3), pp. 622-645.

F. Smets et Wouters R. (2003), « An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area », *Journal of the European Economic Association*, vol. 1 (5), pp. 1123-1175.

Van Els P., Locarno A., Morgan J. et Villetelle J.-P. (2001), « Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What do Aggregate and National Structural Models Tell us? », ECB Working Paper, n° 94.

K. Wallis (2003), « Comparing Empirical Models of the Euro Economy », *Economic Modelling*, à paraître.

Can Increased Public Expenditure Efficiency Contribute to the Consolidation of Public Finances in Japan?

Brieuc Monfort

Associated Researcher at CEAFJP

May 2015

L'ECOLE
DES HAUTES
ETUDES
SCIENCES
SOCIALES

EHESS Paris
日仏財団

FONDATION
FRANCE-JAPON
DE L'EHESS



Centre d'études avancées franco-japonais de Paris

<http://ffj.ehess.fr>

Can Increased Public Expenditure Efficiency Contribute to the Consolidation of Public Finances in Japan?

May 2015
Brieuc Monfort¹

Abstract

The main narrative about the Japanese fiscal situation is about the unsustainable debt trajectory. On the public expenditure side however, Japan is relatively more efficient than its peers: using a Data Envelopment Analysis (DEA) methodology over a range of public policies, this paper finds that Japan has high efficiency score in health care, intermediate scores in education and non-pension social expenditures, but lower scores for administrative or infrastructure expenditures. Overall the input efficiency score of Japan is of 0.78 percent against 0.71 for the OECD on average and 0.64 percent for advanced G20 countries. We conservatively estimate that the scope for efficiency savings is of the order of 2.5 percentage points of GDP or 8 percent of non-pension public expenditures. Adding additional sectors where Japan overspends relative to its peer (such as agriculture or waste management), the overall saving could be of around 3.4 points of GDP, a significant contribution to the consolidation of public finance. There are however two caveats to the main results: Japan has comparatively less scope to consolidate its public finance through enhancing efficiency than its peers in the OECD, where efficiency savings are of the order of 4.1 points of GDP, or advanced G20 economies with savings of 4.7 points of GDP; aging pressures will contribute to further increase social expenditures, no matter how efficient they might be.

I. INTRODUCTION

Can expenditure cuts contribute to the consolidation of public finance in Japan? With a public debt above 240 percent of GDP and a public deficit hovering around 10 percent of GDP over the past five years, Japan faces a challenging fiscal situation. The history of the successive attempts to establish then increase the consumption tax, spanning over thirty years, illustrates the difficulty of increasing taxation. Previous tax increases have often been preceded by expenditure cuts (or by compensating decrease of other form of taxes), as a way to gain political acceptance for the tax increase. At the same time, additional expenditure cuts may jeopardize the very objectives of public policy and negatively affect the well-being of Japanese citizens.

¹ Associate researcher at CEA-FJP. At the time of writing this paper, the author was visiting researcher in the Department of Economics of The University of Tokyo. I thank seminar participants at the Public economics seminar at the University of Tokyo, for useful comments and suggestions, especially Professors Hiroshi Yoshikawa, Masayoshi Hayashi, and Toshihiro Ihori. Comments on an earlier draft of this paper by Sébastien Lechevalier are also gratefully acknowledged.

This paper uses a Data Envelopment Analysis (DEA) methodology to investigate these questions. The methodology allows to analyze the efficiency of public expenditures by putting in regards the resources used and the outcome achieved. For example, public expenditures in the health sector need to be used cost-effectively to achieve policy objectives such as increasing a healthy life expectancy or reducing mortality rates. The DEA methodology allows to compare Japan's performance to a group of peer countries and to determine a best-practice frontier. We apply this methodology to five different policies, covering between 60-70% of total general public expenditures: health care, education, social protection (excluding pension), administration, and infrastructure. While the methodology cannot as easily be applied to pension expenditures, we discuss whether Japan operates in a low-cost or high-cost environment. The same methodology is then extended to analyze the expenditure efficiency at a regional level, by studying Japanese prefectures.

To our knowledge, the existing literature on public expenditure efficiency in Japan focuses mostly on specific policies, often in the health sector. For example, Kawaguchi and Tone (2013) study the efficiency of municipal hospitals while Yamauchi (2013) analyze the cost efficiency of long-term care system. Otsukaa, Mika Gotob and Sueyoshi, (2014) focus on the efficiency of prefectures in relation with the fiscal transfers from the central government.

A broader literature covers cross-country expenditure efficiency and find consistently that Japan is among the most efficient countries. For example, Afonso, Shuknecht, and Tanzi (2003) find that Japan is the most efficiency country for two out of seven indicators, and the top 4 (out of 23 OCDE countries) for all but one indicator. In the same way, Joumard, Isabelle, André, and Nicq (2010) find that the health efficiency in Japan is among the highest both in terms of overall efficiency and for specific diseases. Sutherland, Price, Joumard, and Nicq (2007) find similarly excellent efficiency for Japan in terms of education².

This paper brings the following contribution to the existing literature: (i) it revisits existing results, by taking into account factors that might biased some of the earlier results in favor of Japan, such as the contribution not just of public expenditures but also of private expenditures; (ii) it covers a wider range of economic policies, not just in cross-country comparison but also for Japanese prefectures; (iii) finally, it derives estimates of the overall efficiency gains in expenditures for Japan and G20 advanced economies.

The paper is organized as follows. Section II describes the main characteristics of public expenditures in Japan. Section III exposes the DEA methodology and its relation with other methods to analyze performance and efficiency. Section IV applies the methodology to five areas of public policies in a cross-country setting, while section IV analyses these policies at the level of prefectures. Finally, section V discusses the possible trade-off between efficiency

² In addition, numerous country-specific studies have applied the DEA methodology to: Italy (Tuladhar, 2014); Slovenia (Hribernik, Kierzenkowski, 2013); Croatia (Jafarov, Gunnarsson, 2008)...

and equity, how technical efficiency is related to the public perception of public expenditures, and presents some estimates of efficiency gains.

II. PUBLIC EXPENDITURES IN JAPAN

This section describes public expenditures in Japan in different dimensions. We first study whether institutional (social security), tax (gross vs. net transfers), or cyclical (debt service) factors may contribute to overstate or understate public expenditures in Japan compared to other countries. In particular, we detail the role played by private sector expenditures to contribute to some of the public policy objectives. Using the COFOG and SOX database from the OECD, we then describe the components of public expenditures to identify whether in some categories Japan tend to over spend or to under spend. Finally, we discuss the recent trends in public expenditures. Throughout the paper, Japan is compared to the full sample of OECD countries (34 countries) but detailed statistics are provided in annex only about the smaller sample of G20 advanced countries (nine countries³).

How large are public expenditures in Japan?

Japanese has long been characterized as a "small State". In 2013, total expenditures of the general government were around 40 percent of GDP, among the lowest third of OECD countries. Over the past 25 years on average, this ratio was of 35 percent of GDP, about 7 percentage points lower than the average for the OCDE. In this section, we classify OCDE countries in three categories as "small State", "medium State", or "large State" depending on size of public expenditures to GDP using different indicators.

Three factors might bias downward the measure of government expenditures in Japan compared to its peers in the OECD:

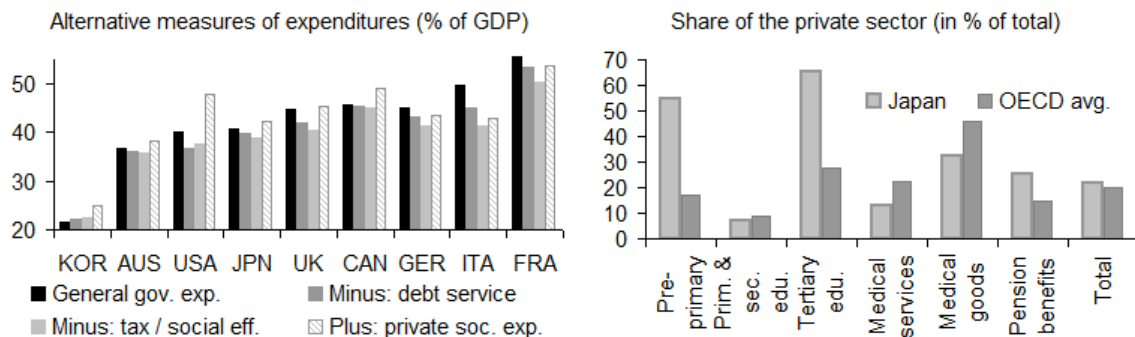
- **Debt service.** The level of interest rate in Japan is artificially low for a country at that debt level: in 2013, the implicit interest rate was about 1/7th of the average interest rate for OECD countries and the debt service was about 2 percentage points of GDP lower. This reflects the deflationary environment in Japan and possibly an element of mispricing by investors in the bond market. For example, Italy with a debt to GDP above 132 percent of GDP has a debt service of 4.6 percent of GDP, sixth time higher than Japan.

- **Interaction of tax and social security.** The provision of social security benefits through tax breaks and the taxation of these benefits is much smaller in Japan than in other countries. Actual social transfers to households tend to overstate those benefits if they are later taxed; alternatively, they are understated if an important portion of those is provided by tax

³ Four European countries (France, Germany, Italy, the U.K.), three Asian-Pacific countries (Korea, Japan, Australia); two north America countries (United States and Canada). The OECD countries are all high income economies, save Mexico, Hungary, and Turkey.

expenditures rather than direct expenditures. Adema, Fron and Ladaique (2014) show that in 2011 the tax on social benefit was only 1.3 percent of GDP in Japan, much smaller than the average of 2.9 in OCDE countries, while tax breaks for social purposes were about at the same at ½ point of GDP. When corrected for this effect, net social transfers to households are actually 0.8 points of GDP lower in Japan than gross transfers, while this figure is of 3.9 points for Italy and 3.1 points for France.

• **Social expenditures by the private sector.** Beyond government expenditures, some social functions (pension and health) are sometimes provided either in a compulsory or a voluntary way by the private sector. The frontier between public social spending and mandatory private social spending is mostly institutional; the one between mandatory and voluntary social spending⁴ is stronger, households being free to decide on their own expenditures and on how expensive they can be. The specific arrangement on how spending is performed can have implication in terms of cost, access, or equity. Finally, the adjustment is applied only for social expenditures, not for other expenditures. Still, as an illustration however, it might be useful to aggregate all social expenditures. Adjusting for the provision of private social expenditures, Japanese expenditures are corrected upward by 3.4 percent, against only 2.1 percent for the OCDE on average. The difference comes mostly from voluntary private pension expenditures, at 2.9 percent in Japan against 1 percent in the OCDE.



Sources: IMF; OCDE; author's calculations.

Once these three adjustments are taken into account, Japan is no longer a "small State", but becomes a "medium State". Each successive adjustment contributes to increase the ranking of Japanese in terms of expenditures. Considering total general government expenditures, Japan is ranked 24 out of the 33 OECD countries. Adjusting for debt service increase Japan's ranking by one, adjusting for the tax-social security nexus by two ranks, and finally adjusting for private social spending by an additional rank. In total, Japan is ranked 20 out of 33, still comfortable in the lower half of the ranking scale, but less comfortably so. The same adjustments would have the opposite effects on Italy, ranked 9th in terms of total

⁴ In the Adema, Fon and Ladaique (2014) data we rely in this section, pension expenditures for civil servants are classified as voluntary private pension expenditures, as voluntary corporate pensions.

expenditures, but ranked 16th in terms of net primary public expenditures. When including private sector expenditures, the rank of Italy, at 18th, is now very closed to that of Japan. These adjustments leave the ranking of the countries with the largest expenditures (France, Denmark) virtually unchanged, as well as those with the lowest expenditures (Korea, Mexico).

Using data for 2013, only adjusting for debt service moves Japan from the third category as a "small State" to the intermediate category of "medium State". It is likely that the two additional adjustments will bring it even closer to the median position.

What is the role of the private sector to contribute to achieve public policy objectives?

Reaching public policy objectives does not depend solely on public expenditures but also on private expenditures⁵. Not accounting for private expenditures if they are comparatively large might give the false impression of a higher public efficiency. The focus is very much on expenditures (how much money is spent toward a goal), which is different from the issue of financing (how is the expenditure financed) or provision (who actually deliver the service): for example, household may finance education expenditures indirectly through general taxation or health expenditures directly through co-payment, but without direct decision on the level of public expenditures; also, the government may pay the bulk of health expenditures, although a large portion of those may be provided by the private sector.

Overall, the share of private sector for total expenditures for health, pension, and education, is only marginally larger than the average for the OECD countries. This share is of 20 percent for OECD countries but of 22 percent of Japan. Among G20 advanced countries, Japan's share is closed to the U.K. with 19.6 percent, larger than countries in continental Europe (France 9.7 percent, Italy 12.2 percent and Germany 14.4 percent), but much smaller than in the U.S. with 49.5 percent or in Korea with 39.4 percent (cf. Annex Table 1-1 for the detailed mix of private and public expenditures for G20 advanced economies).

The role of the private sector is not uniform among the type of expenditures. Compared to the OECD average, Japanese households tend to share a higher burden of expenditures in terms of pre-primary and tertiary education, pharmaceutical goods, and pension. By contrast, the public share is similar or larger than the OECD average in terms of primary and secondary education, and medical services. Specifically, the contrast between public and private expenditures at each stage of the education curriculum is instructive. Households contribute to 7% of the expenditures of primary and secondary education, a fraction marginally lower than the OECD average of 8%. For pre-primary and tertiary education by

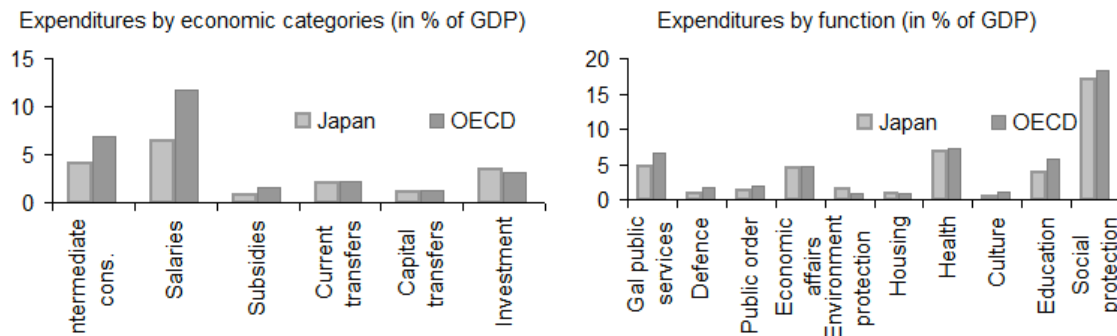
⁵ Other factors would also need to be considered: having law-abiding education-driven citizens living a healthy lifestyle is a positive externality that can reduce both public and private expenditures while contributing to achieve a higher outcome.

contrast, the shares of households are respectively of 55% and 66%, against OECD averages of 14% and 31%.

Beyond the three functions described above, it is more difficult to assess the role of the private sector. For example, anecdotal evidences suggest that the private security industry is large in Japan as in the U.S. and in contrast to the situation in the Europe; to some extent, though the private security industry and the public police are not strictly complementary, this might contribute to reduce public expenditures for law and order⁶. In terms of infrastructure, a analysis of JETRO (2010) suggest that the contribution of the private sector is limited by regulatory constraints and excluded notably from airports, highways, or ports; private infrastructure projects are generally of smaller size and concentrated in social infrastructures (school, hospitals...). Besides, statistics from the OECD indicate that PPP are less widely used in Japan compared to other G20 advanced economies, with the exception of Germany and the United States.

"How to spend it"?

This section uses the OECD COFOG database to analyze a breakdown of government expenditures either using an economic classification or a functional classification. For social expenditures, the OECD SOX database on social expenditures is used to provide additional information (cf. Annex Table 1-2).



Sources: COFOG classification, OCDE, Eurostat and Japan National Accounts.

For most expenditures, Japanese government expenditures are about 10 percent lower than the average of OECD countries. In terms of economic categories, compensation of employees for example, only represents 6.1 percent of GDP against 9.4 percent for its peers within the OECD. In the same way, most functional categories show that Japan under spends relative to its peers, with for example education spending of 3.5 percent of GDP against 5.2

⁶ To provide one piece of real life inconclusive evidence, the Ministry of Finance is guarded by private contractors in Japan, but by civil servants in France (customs officer) and in the U.S. (Uniformed Division of the Secret Service, the Treasury building being part of the White House complex). The U.S. Internal Revenue Service is guarded by private contractors.

percent on average in the OECD or general public services and public order expenditures of 5.8 percent of GDP against 7.9 percent on average in the OECD.

Further decomposition across classifications allows to have a clearer understanding of how Japan fares compared to other OCDE countries (see Annex table 3). In three categories only, Japan over spends comparatively:

- **Pension expenditures.** Social expenditures (pension and welfare) represent 18 percent of GDP against 16.3 percent in the OCDE. About 75 percent of the function is related to pension (old age and survivors) while 10 percent is related to family and children. Unemployment benefits only accounts for 2 percent of the category and social exclusion for 5 percent.
- **Environment.** Expenditures for environment protection represent 1.1 percent of GDP, 0.3 percentage point higher than the average in the OCDE. About 85 percent of this items represent waste management or waste water management. This may suggest inefficiencies for some public procurement contracts.
- **Capital transfers or investment.** Capital transfers are also somewhat larger, at 1.3 percent of GDP against 1.1. While gross capital formation is broadly comparable to its peer, investment for economic affairs is larger, with total expenditures of 1.8 percent of GDP against 1.1 on average. In 2012, 58 percent of the gross fixed capital formation for economic affairs was related to transport and another 21 percent to agriculture.

Finally, one could note that in contrast to pension expenditures, total health expenditures are broadly in line with the OCDE average, at 7.4 percent of GDP. This reflects a relative lower spending in terms of compensation of employees in the health sector and intermediate consumption (about 2.5 percentage points of GDP lower than the average) but higher social benefits and transfers, and may be related to the institutional organization of the health sector with a larger share of private providers.

For Japan and European countries only, a finer detailed breakdown of expenditures with 80 items instead of ten, allows identifying specific categories where Japan may overspend. The results need to be interpreted with caution, since some of the categories are either missing or aggregated in the Eurostat database. Besides, some of these differences may be explained by organizational choice: Japan has relatively expensive outpatient services and public health services but this is compensated by less expensive hospital services.

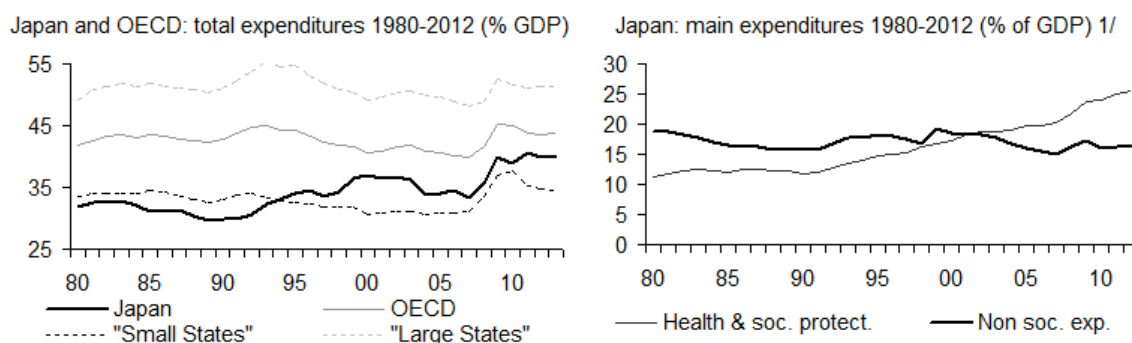
Looking specifically of three subcategories identified above (agriculture, waste management, and "other economic affairs"), public expenditures in Japan were respectively of 1.3, 0.9, and 0.9 percent of GDP in 2012 against only 0.5, 0.5, and 0.5 for a sample of 16 European countries. Waste management expenditures are high, twice as large as the sample average, but below those of the U.K. or the Netherlands. By contrast, expenditures for agriculture are twice as large as the next country and two and a half time larger than the average. Though

not available through COFOG statistics, alternative data suggest that support for agriculture large not just in Japan but also in Korea.

Using the finer breakdown based on Eurostat and Japanese National Accounts show that, for the most recent year, transport expenditures, at 2.3 percent of GDP, are in fact in line with expenditures in other countries. Japan realizes also comparatively significant savings in terms of education, police and justice, administration, and unemployment. Overall, in seven categories where Japan comparatively under spends, Japan expenditures represent 4 percent of GDP against 8.6 for the average of the OCDE. In seven categories where Japan over spends (including agriculture and waste management, but excluding aging related expenditures), the total expenditures of Japan is of 4.2 percent of GDP against 1.6 percent on average. The scope for savings for Japan is thus comparatively smaller.

What are the recent trends of expenditures? Expenditure rigidity and aging bias.

One of the main trends over the past 35 years is the rise of aged-related expenditures. Health expenditures have increased by 3.1 percent of GDP, from 4.3 to 7.4 percent, but social protection has more than double, from 7 to 18 percent of GDP. The difference between health and social protection reflect in part the development of long-term care (LTC) from 2005 and the shift of the accounting of this category from health to social protection. Meanwhile, education expenditures as a share of GDP have decreased by a third, from 5.1 to 3.5 percent of GDP. Other expenditures (administration, defense, environment...) have contracted by about 1 percent of GDP to 12.7 percent.



Sources: Japan National Accounts; WEO IMF.

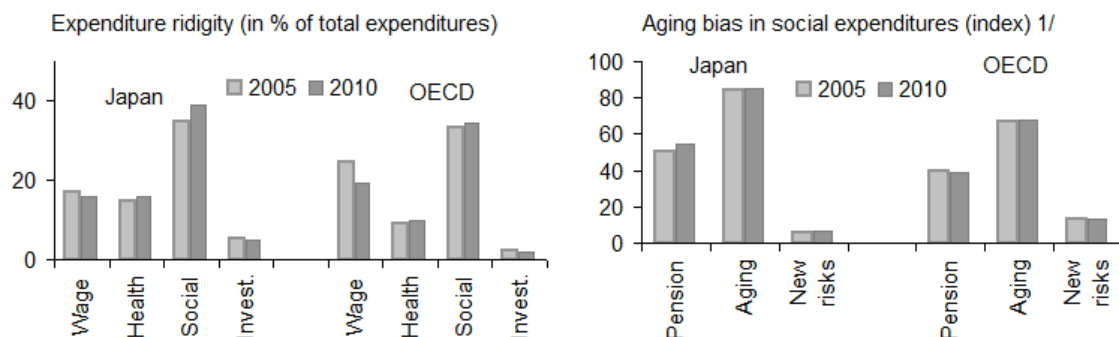
To appreciate these changes in comparative perspective, we construct two indicators, one of expenditure rigidity and another of aging bias.

- **Expenditure rigidity.** An expenditure category is considered as rigid when its inclusion in the budget is not at the discretion of the policy authorities, but reflects earlier commitments. We choose to include four categories as rigid: (1) debt service; (2) compensation of civil servants; (3) social security benefits and intermediate consumption; (4) investment for economic affairs only, with the idea of capturing infrastructure maintenance but not construction of schools or hospitals. The classification is very imperfect: wages of central

civil servants have been cut in Japan by 10 percent for two years following the March 2013 earthquake; delaying public investment, including maintenance, is also a popular way to reduce expenditures in time of crisis.

Using this index, Japan was the most rigid country after Portugal in 2011, whereas in 2005 it was only ranked eighth. By this metric, 77 percent of expenditures in Japan are considered rigid, about 7 percent higher than for the OECD on average. Interestingly, Japan displays low rigidity in terms of debt service and compensation of employees, but high rigidity in terms of social security and investment. Between 2005 and 2011, rigidity has decreased for OECD countries on average, but has increased for Japan. Although the share of compensation of employees has decreased for Japan, by about 1.3 percentage point, this decline is less drastic than the one of 5.3 percentage points for the OECD on average.

• **Aging bias.** We use indexes developed by Tepe and Vanhuyse (2009) to measure the extend toward which expenditures are biased in favor of the elderly or can address new social risk (NSR). Specifically, the "elderly / non-elderly spending share" (ENSS) is the ratio of survivors and old-age expenditures over total social expenditures excluding housing and other social policy actions. The "new social risk-spending share" (NSRS) is the ratio of family and active labor management (AML) programs over the same denominator. The first index is somewhat restrictive since a large part of aging expenditures are related to health, and, as noted above in the case of long-term care, there is some fluidity between the two categories. We complement the two indexes above by a simpler index with the ratio health and pension expenditures to total social spending.



1/ Pension / social expenditures (excl. housing); pension and health / social expenditures; family and ALM / social exp.
Sources: WEO IMF; COFOG and SOX OCDE; Japanese National Accounts; author's calculations.

Using the broader index of total aging expenditures, Japan is ranked second, this time behind Turkey and before Greece, with health and pension accounting for 85% of social expenditures, against an OECD average of 67 percent. The narrower ENSS index focused only on pension is of 55 percent for Japan, behind Greece on Italy. By contrast, Japan ranked last but one in terms of protection of "new social risks". Over the period 2005-2011, both the ENSS and the broader aging index have increased, but the NSRS index has also increased, but still remains about half of the OECD average.

III. MEASURING PUBLIC SECTOR EFFICIENCY

Measuring performance and efficiency

Three main ways are often used to analyze the efficiency of an economic process. Though closely related, they differ mostly in terms of assumption and (how the statistical noise is considered, number of inputs and outputs allowed...);

- **Efficiency ratio.** This intuitive method is used for example by Afonso, Shuknecht, and Tanzi (2003) for a sample of OECD countries. The authors construct a composite performance indicator (public sector performance or PSP), based on a simple average of a given set of indicators. The public sector efficiency indicator (PSE) is then defined as the ratio of this indicator and its related expenditures. This method allows to consider only one input and one output. The way the components of the performance indicator are aggregated is somewhat arbitrary, either a single average of normalized indicators, or a weighted average depending on the variance.

- **Frontier approach.** The frontier approach was pioneered by Farrell (1957) and has been applied to analyze the efficiency of the production process, with various applications to specific industries. More recently, the methodology has been extended to the analysis of the public sector. This methodology allows to integrate potentially a greater set of inputs and outputs, without arbitrarily setting how they enter into the production process. The "best frontier approach" is a line of best performing countries with the most effective combination of output and input. The efficiency score is the distance of a given country to this frontier, and it can be measured either in terms of input (achieving a given output with the lowest input) or in terms of output (achieving the highest output for a given input). Among the frontier methodology, there are three main methods: both the DEA (data envelopment analysis) and FDH (free disposable hull) are non-parametric, which differ by their assumption on the production function, either convex, or stepwise; by contrast the SFA (stochastic frontier analysis) is a parametric approach. Sutherland et al. (2007) provide a concise explanation and comparison of the different methods.

- **Economic approaches.** Finally, estimating a production function seems a natural way to link an output (performance) to a set of production factors (inputs). In the case of Japan, the method is used for example to estimate a production function of education by Oshio and Seno (2007). Unlike the previous methods, stronger assumptions are required by a production function but the benefit is a clearer identification and estimation of the parameters. In this paper, we also report results of fiscal multipliers, which can be considered as proxies of the efficiency of expenditures.

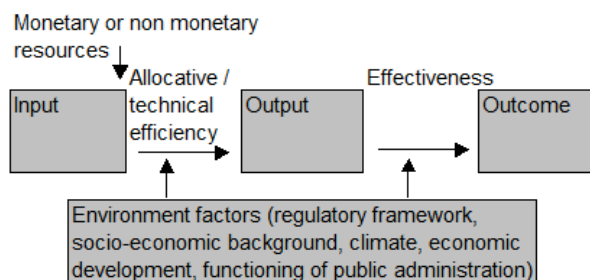
The DEA approach to measuring efficiency

In this paper we use the DEA approach. Given our focus on fiscal consolidation, the main output of interest from the DEA is the input efficiency: for a given output, how to use inputs

in the least expensive way. We also report the complementary measure of technical efficiency, output efficiency. Beyond these two concepts, a richer setup could also allow to measure "allocative efficiency", which takes into account a budget constraint. For public expenditures however, it is often difficult to obtain relevant prices for inputs. Moreover, this would also constraint the choice of variables and exclude survey variables from the analysis.

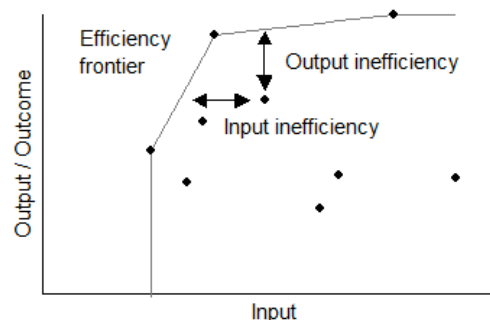
Mandl, Dierx, and Ilzkovitz (2008) provide a useful framework to analyze public policies with frontier analysis, including the DEA methodology. They make a distinction in three steps between inputs, outputs, and outcomes. For example in the education sector, inputs could represent education expenditures, output the results in tests of pupils, but employability of students leaving the education system would be the ultimate goal of the education system. They called the relation between input and output "technical efficiency", and the relation between output and outcome "effectiveness". Other researchers have a different interpretation of this three step process, as Jafarov and Gunnarsson (2008): for example, health input could be private and public monetary expenditures; health output the number of hospital beds, physicians, and nurses; and health outcomes the life expectancy and the mortality rate. Existing research alternatively treats for example the numbers of physicians or the teachers/pupils ratio as either inputs or outputs.

Conceptual framework of effectiveness of public performance



Source: based on Mandl, Dierx, and Ilzkovitz (2008)

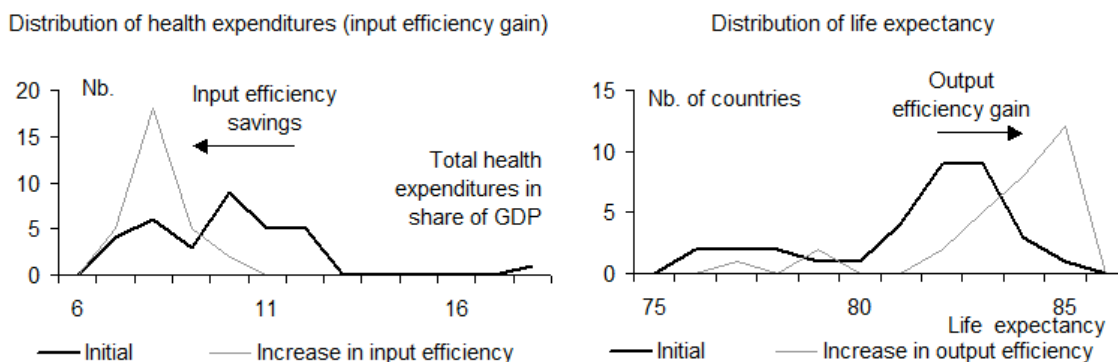
Data Envelopment Analysis (DEA)



In practice, this distinction in three steps is thus often blurred, as is the actual definition of each component. In our specification however, we try to identify what could be the ultimate goal of a policy, not its intermediate goal. As is often done in the literature, we loosely use "output" to describe the outcome of the process and "efficiency frontier" to characterize what should be more properly labeled a best-practice frontier.

The DEA methodology presents a number of advantages but also some limits. The main advantage is that it does not require assumptions on a specific functional form. The input efficiency is an intuitive measure of the potential savings that can be achieved. The method also allows benchmarking performance between countries. By contrast, the methodology assumes that any deviations from the frontier reflect inefficiencies, a strong assumption. Non-parametric scores are also sensitive to measurement error and outliers, and to the choice of the inputs and outputs considered. Finally, irrelevant or omitted inputs and outputs will impact the estimates of inefficiency. To address these shortcomings, we try to report the

results of different specification, and take as our main estimate the average of these estimates. It is important to bear in mind the strong assumptions that are implied by assuming that countries can converge to the efficiency frontier, either by reducing the resources for a given level of output, or for increasing the output for a given level of input. We illustrate this point with a simple model with total health expenditures as input and life expectancy as output. The initial average input efficiency is of 0.83 and the average output efficiency of 0.97, some values broadly in line with the literature. Assuming that all countries could decrease expenditures by holding life expectancy constant would bring the average health expenditures from 9.4 percent of GDP to 7.7 percent. Health expenditures would still vary between 6 to 10 percent of GDP. The total efficiency savings would be of 1.7 percent, or close to 20 percent of initial expenditures. A country with a low life expectancy and even lower health expenditures could see its position qualified as "efficient" from the point of how resources are related to the outcome. In the same way, assuming that all countries could move to the efficiency frontier while holding input constant would lead to an increase of average life expectancy by 2.4 years to 82.7 years. Countries would still have different life expectancy rates, from 76 to 84 years, but a third of the sample would now have a life expectancy at 85 years instead only one before.



Source: author's calculations.

Choice of input and output variables for the DEA

As the DEA methodology does not impose any specific functional form, the literature on public sector efficiency used a wide and somewhat puzzling variety of specifications. Some specifications are closer to a production function, with inputs representing production factors and output a policy objective, while other studies mix technical inputs and expenditures as inputs. In this paper, we adopt the principles below to guide our choice of the specification. For clarity, the discussion is focused on the case of education.

- Since the focus is on the fiscal cost of public policies, our preference specification for the **input** is to have the **expenditures** in terms of GDP or in terms of U.S. dollar in PPP per capita or per user. For example, education expenditures can be scaled by GDP or by students. This also allows computing easily a possible saving cost associated to moving to the best-practice frontier. This is also well suited to the diversity of education systems, some where the government pays and delivers education services, and other where it only makes a

monetary transfer or subsidy to private or public providers.

- Our preferred **output** is a range of measurable and objective variables. We allow for a possible range of policy outputs, for example the overall PISA score or the employability of students. Whether this economic efficiency is associated with a high equity (e.g. homogeneity of PISA score between high performers and low performers) or with a perception of good quality by the user is discussed separately. We have two exceptions to this rule: for social protection, desired policy outputs are themselves equity indicators, such as the Gini coefficient or the poverty rate; for infrastructure and administration, for lack of a better indicator, we also use survey data on the quality of government to complement other indicators of policy outcomes.
- We are agnostic about the how intermediate **technical factors** are used to achieve a given output and we do not include them in the specification, either as input or as output. We assume that the monetary expenditures are the best summary of the resources devoted to achieve a given objective. For example, a high salary for teachers or low teacher / student ratio can be seen as either negative or positive factors: both may be costly in terms of fiscal expenditures, but may reflect better qualified teachers able to achieve better education output (efficiency wage) or better quality teaching. In the same way, a high occupancy rate of beds in hospitals in Japan does not necessarily reflect a high efficiency of the health system, but on the contrary the tendency of some clinics to artificially increase the length of stay of patients to maximize fees reimbursed by the national health system. Such technical factors are however discussed and presented in annex as potentially high cost or low cost factors, but without implication on the estimation of the input efficiency.

Beyond public expenditures, a number of factors affect the outcome, for example, in the case of education, the family background or private education expenditures. Two different methods are traditionally used to control for these additional factors. One is to perform secondary regression on the score to identify its possible economic determinants. Another is to introduce control variables as inputs in the DEA. This allows direct comparison of the efficiency score with and without controls. When those variables are available and required, we choose the second method of integrating them as input variables.

IV. JAPAN AND THE INTERNATIONAL EFFICIENCY FRONTIER

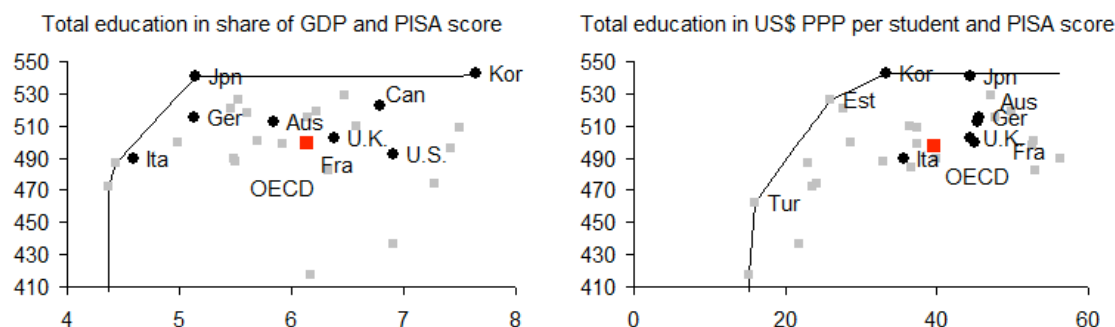
Education

Previous studies consistently report a high efficiency of education expenditures in Japan (for example, Sutherland, Price, Joumard, and Nicq, 2007 or Afonso, Shuknecht, Tanzi, 2003). This result is robust to the estimation method (DEA, SFA, or efficiency ratio), as well as to the segment of the education structure considered (primary, secondary, or tertiary). Two elements worth investing further are: (1) the difference between a measure in share of GDP or a measure in dollar PPP per student, with takes into account the lower share of the young in the population; (2) the role of the private expenditures along with public expenditures,

Japan having the lowest level of public expenditures in education in 2010 but among the highest for private expenditures.

In this paper, we consider two output variables of the education system: the average PISA score, which is a test given in the final year of lower secondary education and the first year of upper secondary education, and the ratio of youth aged 15-25 not in employment, education, or training (NEET). In both cases, Japan performs well, with the second highest PISA score within OECD countries behind Korea (but the highest performance in science and reading and the second highest in mathematics), and the fifth lowest NEET ratio. Japan's performance in the PISA score has fluctuated somewhat: while Japan had consistently had a good performance on science, its reading score has been as low as 12th. The publication of the 2003 PISA results the following year created a so-called "PISA shock", where Japan discovered itself behind other Asian countries included in the PISA survey (Korea, and Taiwan and Singapore, not in our OECD sample). Among OECD countries, Japan's rank has slid further from 4th to 7th between 2003 and 2006, before recovering to 3d and 2d in 2009 and 2012.

The costs in Japan appear to be moderate compare to other countries, the ratio of pupils to student in primary and secondary school are lower in Japan than elsewhere, a factor considered to be conducive to higher outcome but also higher cost. The salary cost per teacher is also somewhat lower than the OECD average



Nb. Illustrative only: the full specification includes the PISA score and the ratio of NEET among the 15-25 year-old as output variable.

We use three successive specifications: one with total education expenditures in share of GDP, another with total education expenditures per student in PPP US dollar, and finally a model with two inputs variables, private and public expenditures per student. While with the first specification, Japan is on the efficiency frontier, the input efficiency drops to 0.73 with the second specification (while the output efficiency is of 0.99). With the third specification, the input efficiency increases to 0.81 while the output efficiency is again of 0.99. With all three specifications, Japan is on or very close to the efficiency frontier. The lower results for input efficiency with the second and third specification however suggest that Japan could achieve the same result at lower expenditures per student or with a less expensive combination of public and private expenditures. These results come in part from the situation

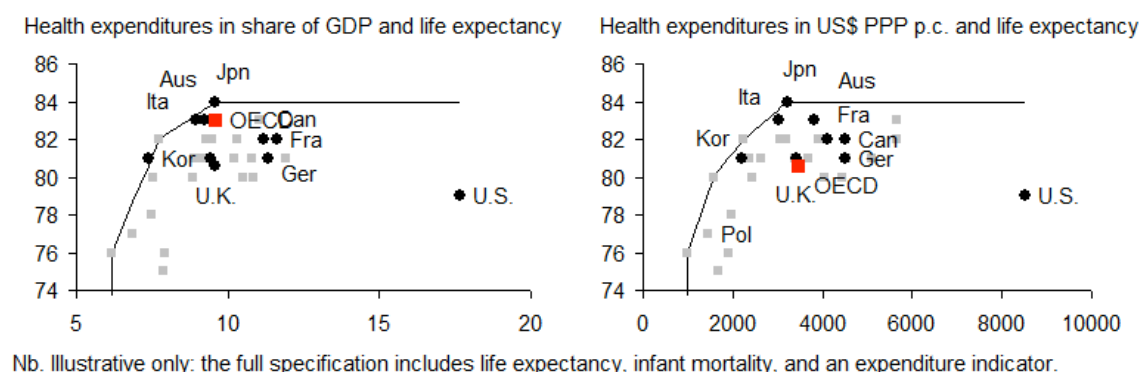
of Korea, with a PISA result marginally higher compared to Japan, but with expenditures about a quarter lower in US dollar at PPP.

Health

With the highest life expectancy (at birth, at 65, or in good health) and the second lowest infant mortality among OECD countries, the performance of Japan is very good. Japan is ranked fourth in terms of amenable mortality, that is, deaths that could have been prevented by timely access to appropriate health care. In terms of postsurgical mortality, Japan strangely has the best record for one reason of admission but the worst for another one. Despite this excellent performance, Japanese health care operates in a high cost environment, with the highest number of hospital beds, the longest length of stay, the highest numbers of MRI units (Magnetic Resonance Imaging), and a rather low share of generic use in pharmacy.

The number of doctors is on the low side, but with a high turnover of patients. The number of nurses is by contrast on the high side, reflecting government's efforts to maintain hospital quality with high nurse staffing levels even though, according to Hashimoto et al. (2011), this indicator has no impact on mortality. Overall, health expenditures in Japan are also on the high side, but still in the middle of the sample, and are also largely socialized since private health expenditures are relatively smaller. The impact of both elements - high cost but high performance - on the efficiency of high care is uncertain.

Previous studies consistently found Japan as one of the most efficient countries in terms of health expenditures. Using an efficiency ratio, Afonso and al. (2003) found that Japan is ranked second. Joumard, Andre, and Nicq (2010) also test a variety of specification, and found that Japan is most often in the top five performers. Unlike this study, Joumard and al. focus on the output efficiency, where our concern is more on the input efficiency to derive some estimates of potential savings.



Our preferred specification has two inputs, life expectancy and infant mortality (an undesirable outcome), and as input a measure of health expenditures. Since G20 advanced economies also tend to display high health expenditures, we also introduce as control variable GDP the national income per capita. In all but one specifications Japan is on the efficiency frontier, along with six to nine other countries. In the specification with amenable

deaths on a sample smaller by a third, Japan has an input efficiency of 0.95. The DEA based on the international best practice thus suggests little savings.

Social protection

Unlike education and health, social protection encompasses a diversity of programs each with specific objectives. The COFOG category of "social protection" represented in 2009 in Japan about 16 percent of GDP, with 12.6 percent of GDP for pension and survivor benefit, and another 3.4 percent of GDP for other programs (unemployment 0.4 percent, active labor market policy 0.4 percent, family 1 percent, incapacity 1.2 percent of GDP, and finally 0.5 percent for housing and other program). The SOX database takes a broader definition of "social expenditures", including also health expenditures. In line with another study on the efficiency of social expenditures, we focus on **non-pension** social protection, representing 3.4 percent of GDP, about half as much in Japan compared to other OECD countries, and the second lowest after Turkey.

The results depend from the specification of expenditures: given its low share of non-pension social expenditures in terms of GDP, Japan is on the efficiency frontier despite a poor performance. When the alternative measure of input as expenditures in dollar at PPP is used, the input efficiency declines to 0.55, above the average of the OECD and most advanced G20 economies (with an average of only 0.39).

We also investigate the efficiency of active labor market policy (ALM) expenditures, but using as output the share of long-term unemployment as a fraction of total unemployment and the unemployment rate, both undesirable outcomes. The results need to be interpreted with caution: Korea and Mexico report shares of long-term unemployment of only 0.3 percent and 2.4 percent, against a sample average of 31 percent; we exclude those two outliers from the sample. Japan spends half as much as other countries in ALM policy, at 0.3 percent of GDP, and with mixed outcomes: a lower unemployment rate but a higher share of long-term unemployment, at 37 percent of total unemployment. Japan, as other advanced G20 countries, obtains very low input efficiency score. These results seem to be driven by countries such as New Zealand (and possibly exogenous factors not captured by the specification), which combines low ALM expenditures, similar to Japan, and low long-term unemployment and low unemployment.

Infrastructure

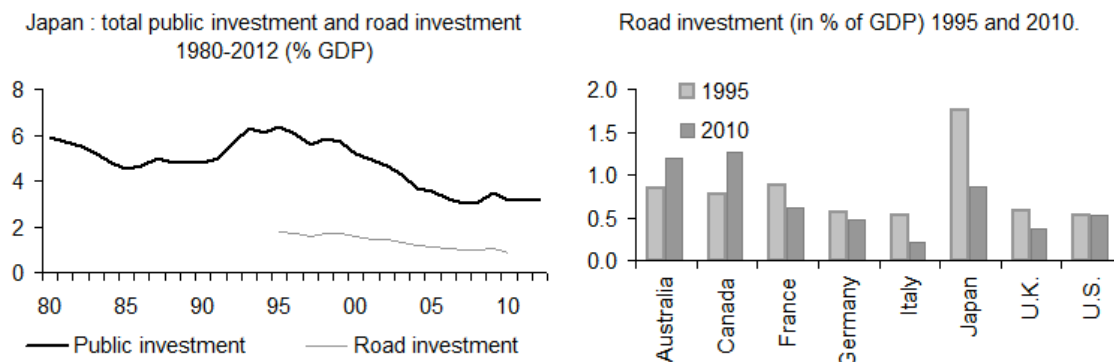
There is no agreement on what constitutes efficiency in public infrastructure investment and the results for Japan are quite contrasted from one study to another. Specifically, besides covering different time periods, existing studies differ in terms of the methodology, and of whether they use: (1) a stock or a flow of capital as input variable; (2) public or total infrastructure expenditures; and (3) a quality survey variable or a technical coefficient as output variable. Beyond the efficient frontier methodology, other studies also discuss public investment efficiency in terms of multipliers.

One strand of the literature considers quality indicators, using the quality of infrastructure variable from the World Economic Forum (WEF). The WEF indicator is mostly based on survey data for road, railroad, port, air transport, or electricity supply, but also includes some technical ratios, in terms of fixed phone lines or mobile phones by inhabitants. For example, Afonso et al. (2003) using an efficiency ratio and Albino-War et al. (2010) using a DEA methodology both rely on the WEF indicator. Those two studies however use different input variables, the first one the flow of public investment, the second one the stock of total (public and private) infrastructure investment. In the first study, infrastructure is the only of seven criteria where Japan is ranked in the lowest third of the sample largely, because of the high denominator, whereas it is ranked in the first third for all other criteria. In the second study, though the results are not reported, given the relatively high ranking of Japan for the infrastructure index in the WEF (ranked 10 among the OECD countries), it is likely that the performance of Japan is better.

A second strand of the literature defines the performance by technical quality indicators. Braconier, Pisu, and Bloch (2013) in a study of road efficiency in the OECD use as output a range of variables (congestion, injuries, passenger and freight transport per kilometer of road, and energy consumption) while input is measured by maintenance spending in share of GDP. With these criteria, Japan is among the worst performers, ranked overall in the lower third of the sample, penalized in part by the high injury rate and the low level of passenger traffic. They also discuss possible exogenous elements that may affect the road transport cost (and hence expenditures) such as an index of roughness of topography and of internal distance, both penalizing Japan compared to the average of OECD countries, but argue that it is not desirable for policymakers to compensate fully for these disadvantages.

Finally, a related strand of the literature defines efficiency as the multiplier of public investment. For example, Brückner and Tuladhar (2010) find that the multiplier is on the low side, at 0.24, lower than the average of the existing literature on Japan, at 0.77 against an average of 0.74 for a small sample of eight countries. The average estimate for Japan is similar to that of France, but much lower to that of the United States, Germany or France. The authors also find that the multiplier is low for the central government, even lower for prefectures, but larger for municipalities (respectively of 0.26, 0.14 and 0.78). They also find a declining marginal productivity of capital over the period 1975-2000, in line with Ihori and Doi (2004).

In this section, continuing using the DEA methodology, we focus on road infrastructure efficiency. Road infrastructure is the first largest component of total public capital expenditure. Other components of capital investment, such as construction of schools or hospitals, were indirectly considered in the previous section. We use a mixed of output variables suggested by the first and second strands of the literature (road quality index from the WEF, passenger and freight transport from the OECD, and road fatality index from the International Transport Forum). To eliminate the impact of the declining trend of road infrastructure, we use an average of maintenance expenditures over the period 2000-2010.



Source: Japanese National Accounts and OECD.

We are well aware of the limitations of this specification and of the data we used. Unlike other countries where both indicators are broadly comparable, Japan has a low road fatality when measured per km but a high road fatality when measured per billion vehicle-km (distance traveled), the latter being a better indicator of the risk of injury. As noted by Braconier, Pisu, and Bloch (2013), passenger and freight transport is more a technical "output" indicator than an "outcome" indicator, an inefficient transport system may lead to high transport volume and high congestion. Since it was not possible to replicate the construction of congestion indicators, a good candidate for an output indicator, we only use the WEF data on road quality and the data on road injury.

The DEA analysis show that Japan has the second lowest input-efficiency score, suggesting the same outcome could have been achieved with a fourth of the resources. The output-efficiency however is somewhat better. Although the lack of historical data for some of the series considered prevent us from doing an historical analysis, it is likely that the gradual reduction of road investment throughout the 2000s have contributed to improve the technical efficiency of infrastructure expenditures.

Administration

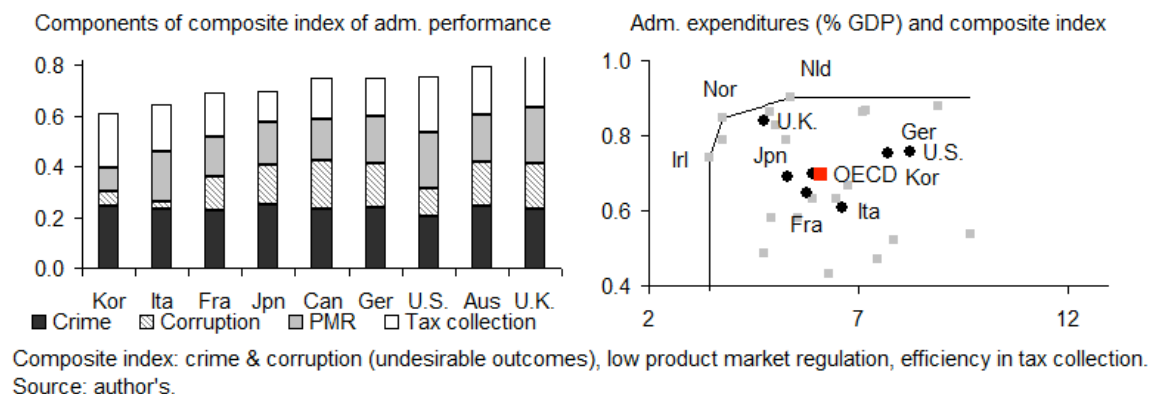
Previous studies find a high ranking of Japan in terms of administrative efficiency. For example, Afonso et al. (2003) find that Japan is ranked third in their sample behind Switzerland and the United States. They use a composite index representing corruption, red tape, the quality of the judiciary and the size of the shadow economy as an indicator of administrative performance, the first three indicators based on WEF survey data, while the efficiency index is calculated using expenditures on goods and services as a proxy. Forthun, and Hagemann (2000) use the same first three indicators for input efficiency, while adding the OECD Product Market Regulation (PMR) index as a proxy for the regulatory burden. Public expenditures for administration are defined as the sum of general public services excluding interest payment and public order and safety. The authors find that Japan and Norway are the two countries on the efficiency frontier. Japan is also ranked high on the World Bank government effectiveness index. The index is a composite about forty sub-indexes on the perception of the quality of number of public policy area, from education, health and bureaucracy.

In this section, we consider four core functions of public administration: security, taxation, regulation, and add as in the above studies an indicator of corruption. We construct a composite index with equal weights as the input for the DEA specification: (1) security is measured as the homicide and robbery rate, using data from the UNODC; (2) efficiency of tax administration is measured as the ratio of administrative cost to net revenue collection, from the OECD Government at a Glance (2014); (3) the regulatory burden is proxied by the inverse of the OECD PMR index; (4) finally, transparency is derived from the perception of corruption from the WEF database.

Compared to earlier study, the index is more favorable to Japan by using actual crime rate instead of a perception of crime: Japan has the lowest homicide and robbery rate in the sample studied, while the perception of security is actually below the sample average. The index is also less favorable to Japan since it has one of the most expensive tax collection system. It does not seem that this underperformance is due to statistical issues (for example the inclusion or not, as in Japan, of social contributions from the tax base). Japan had in the early 2000s a cost of tax collection similar to other advanced G20 economies, but comparator countries have since reduced significantly their tax collection cost (or increase the tax base).

The sum of expenditures for general services and public order and safety are low in Japan, but when excluding debt service is excluded, Japan's expenditures are similar to the OECD average in share of GDP. Japan has also the second lowest number of civil servants in share of the labor force, which significantly reduces its overall wage bill. However, a larger fraction of civil servants are employed for the functions general services and public order (at 32 percent, against around 20-25 percent for other advanced G20 economies).

Overall, various DEA specifications indicate a low efficiency of the administration in Japan, with its input score always in the lower half of the sample countries. This result is robust to alternative specification excluding the tax collection variable (which penalizes Japan). The average input efficiency of 0.61 suggests that significant savings could be done by moving to the best practice frontier.



One important caveat about this result is that the link between expenditure and performance is arguably weaker for administration than for the previous ones. Larger expenditures for medical technologies, for school facilities, or for social protection should contribute to increase performance in health, education, or social security. Larger police force should also contribute to a decline in criminality, but a low criminality for exogenous reasons will also require a smaller police force. Improving transparency should reduce the cost of public procurement. Improving the regulatory environment (licenses, barriers to entry, antitrust exemptions) could be done at little fiscal cost, by shifting staff resources from central ministries to independent regulatory authority and could actually generate savings.

Pension

Pension expenditures cannot be as easily analyzed with an efficiency analysis. A related literature exists on the different issue of the efficiency of pension funds, comparing their management cost to their return. Pension expenditures have a redistributive component, in Japan with the Basic pension, given to all pensioners once they have contributed above a certain threshold of years, but a large share of pension revenues is proportionate or at least related to contributions done by the pensioners during their active lifetime. Thus, it is difficult to examine one single goal of the pension system. In line with the previous analyses, we provide here however some statistics derived from the OECD's publication *Pension at a Glance* on how pension expenditures achieved some level of redistribution and to what extent Japan operates in a high cost or low cost environment. Table 2-6 presents those statistics.

Many factors suggest a low-cost environment for the pension system:

- The net pension replacement rate is the lowest or the second lowest when considering either a pensioner who received during his lifetime about 50% of the median income or the median income. To contribute to the sustainability of the pension system, the 2004 reform in Japan automatically made the replacement rate the adjustment variable to ensure sustainability, so it is likely that that this rate could be adjusted downward further. Transfers account also for only 48 percent of income against 58 percent of average, with the share of income derived from work in Japan being the third largest in the OECD. Pension incomes as a percentage of average wage are the also second lowest in the OECD, at 36 percent against 56 percent on average.
- The normal pensionable age, at 65, is similar to a third on the sample and slightly higher than the OECD average. It is scheduled to gradually increase to 67. The average effective age of labor market exit is higher, at 68, is the fourth largest behind Korea, Mexico and Chile, countries, which also share with Japan the characteristics of low replacement rate.

In terms of equity, Japan has one of the highest income poverty rate of the elderly, at 19 percent against 13 percent for the OECD on average. The elderly poverty rate also declined in Japan, although the change was smaller than for the OECD as a whole. The elderly poverty rate is about 3.4 percentage points higher than the poverty of the population as a

whole⁷. Note however that the relative income of the elderly is actually slightly higher than for the OECD: elderly households are better off on average than in the OECD, but elderly poor are worst-off.

This preliminary analysis suggests that the pension system in Japan is not overly generous compare to other countries in the OECD: replacement rates are low, eligibility parameters are similar or tighter. The pension Gini coefficient suggests that pension revenues are actually more redistributive than other countries, but given the low level and transfers, this is insufficient to prevent larger than average elderly poverty rates. Direct revenues from social contributions, at 6.3 percent of GDP are equal to countries with a similar PAYG system, but the larger overall pension expenditures at 11.6 percent against 8.1 percent imply a larger contribution from the general government to close the financing gap. The issue with the sustainability of the pension system might be more related to low revenues and unfavorable demographics than with inefficient expenditures.

V. EXPENDITURE EFFICIENCY AT THE PREFECTURE LEVEL

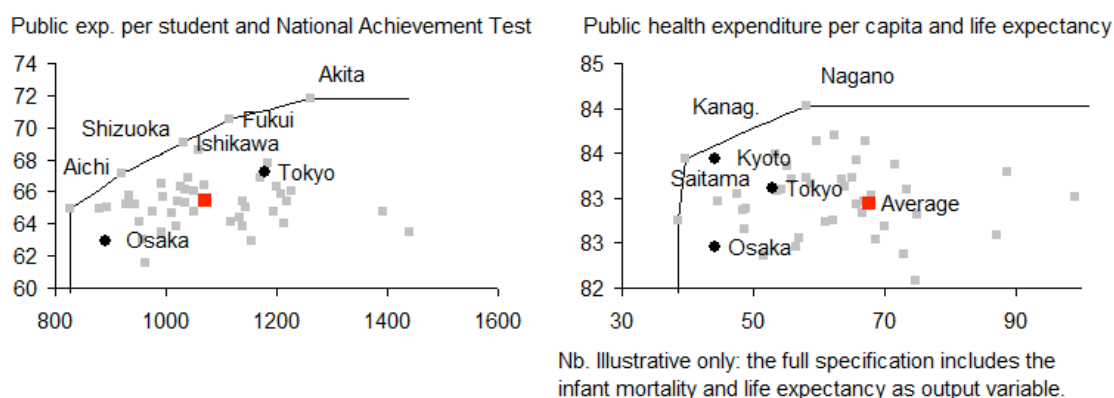
A number of public policies is implemented by local governments. Comparing the efficiency of different local governments also provide additional estimates of the potential savings. Total expenses of local governments represented in 2010 about 15 percent of GDP, against 17 percent in gross for the central government but only 9 percent in net for the central government after transfers to another level of the government. Social security expenditures represent the remaining 19 percent of GDP of expenditures.

A number of policies are directly implemented at the local level, with about 90 percent of total education expenditures (elementary to lower secondary), 78 percent of general administration expenses and the same share of judicial, fire and police services implemented at the local level. A number of papers have put emphasis on the imperfect relations between the central government and local government, with large transfers associated with a "soft budget constraints" and a weak incentive to raise taxes and possibly to control expenditures (Doi, 2002; Joumard and Yokoyama, 2005). Other studies suggest by contrast that the budget constraint is actually binding, as evidenced by the weak implementation of some joint investment project by the central and local governments, because they later do not have the resources to implement those projects. This section focuses only on the expenditure side. For reason of data availability, the DEA analysis performed in the previous section is only done for education and health, but we discuss variations for prefectures for administration and infrastructure.

⁷ This difference might be partly accounted by the way poverty in measure, since the OECD argues that elderly poverty is reduced by about 5 percentage points when imputed rent is included as income. While not reported for Japan in *Pension at a Glance*, this impact might be important, given the high home ownership rate of the elderly in Japan, around 80 percent. Even when this correction is taken into account, Japan likely remains one country with a high elderly poverty.

Education

At the prefecture level, we use a much simpler model than the model used for the international best frontier due to data availability. Public expenditure per student for the primary and secondary schools is available from the National Statistical Office, but no data is available for higher education or private expenditure expenditures. As an indicator of quality, we use the results of the Ministry of Education (MEXT)'s National achievement test. The test is administered since 2007 during the final year of primary school or the third year of junior high school. Results are presented in Annex table 3.



With this specification, on average the input efficiency is of 0.83 and the output efficiency of 0.94. This suggests that maintaining the same results but with lower resources could lead to savings of 17 percent. Tokyo has a lower input efficiency than on average, at 0.74. By contrast, Osaka has a higher input efficiency of 0.93, but this is associated with test results 7 percent lower than in Tokyo but expenditure per person 24 percent lower. The results might be influenced by the importance or not of private education and the related expenditures of households. However, given in general that the private contribution to education is somewhat lower for primary and secondary education, compare to pre-school and tertiary, this may limit the influence of private expenditures on the results.

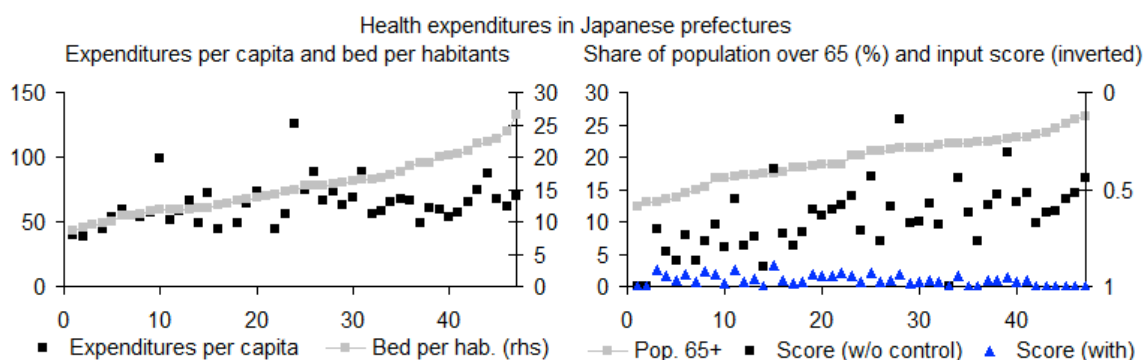
Health

Regarding health expenditure, we use the same specification as in the previous section with life expectancy and infant mortality as output, and expenditure per capita as input. This initial specification leads to a very high output efficiency for all prefectures but a wide difference in input efficiency, on average of 0.66. The life expectancy is very concentrated, in contrast to health expenditures: the standard deviation of the life expectancy is only of 0.5 years for an average expectancy of 83 years; by contrast, the standard deviation of health expenditures is much greater.

In the presentation of the 2014 budget, the Japanese Ministry of Finance (2014) has argued that health expenditures in Japanese prefectures is supply driven, as evidenced by the

correlation between hospital beds and health expenditures per capita. There is certainly an element of truth in it, as evidenced by Henke, Kadonaga, and Kanzler (2009): the average length of stay in hospitals is about four times the OECD average and there is a direct relation between the number of free beds and the average length of stay, a clear indication of a tendency to keep patients in beds to increase hospital revenues.

At the same time, the large difference in input score disappeared when controlling for aging. When adding as input the share of the population over 65, the average input efficiency increases from 0.67 to 0.97. The scope for savings implied by the DEA model, at only 3 percent, thus appears to be quite limited. While the tendency to keep elderly patients in beds may remain, this result suggests that at least part of the difference in health expenditures is justified by the age structure of the population.



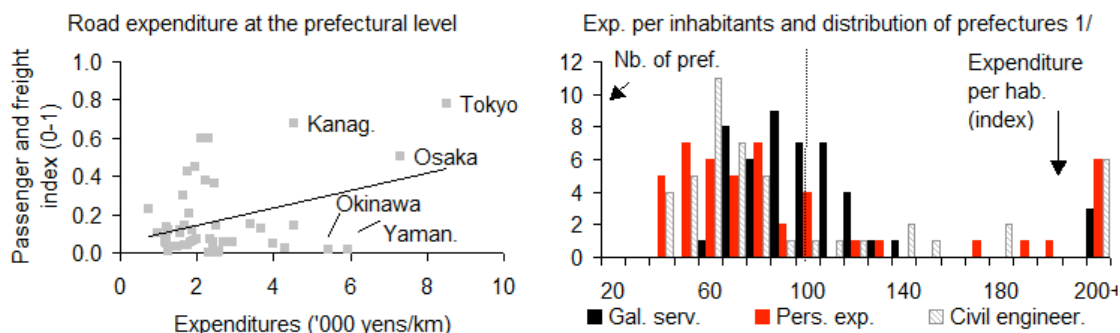
Our estimate on input efficiency is also on the low side compared to other DEA studies on the health sector using more complex modeling (including technical and allocative inefficiencies) or on specific individual expenditure units: for example, on long-term care, Yamauchi (2013) find potential efficiency gain of 20 percent, of which 10 percent deriving from technical inefficiency; Kawaguchi and Tone (2013), studying Japanese hospitals, find efficiency scores between 0.80 and 0.98, depending on the specification of the model. The specification closest to the one in this study (one period, variable return to scale) yields however very similar results in terms of efficiency, around 0.96.

Infrastructure and administration

Due to lack of comparable statistics on public expenditure outcome to ones used in the section on the international best-practice frontier, we only present here descriptive statistics on infrastructure and administrative costs by prefecture.

For road investment, we put in regards for each prefecture the construction orders in thousands of yens per kilometer and a simple average of a normalized index of freight tonnage and passenger traffic. Greater volume of traffic is associated with higher expenditures per km, with may relate to higher maintenance cost. At the same time, a large number of prefectures have relatively high expenditures despite low, sometimes extremely low, volume of traffic. Excluding the three urban prefectures of Tokyo, Osaka, and Kanagawa, Okinawa and Yamanashi for example both have the highest level of expenditures

per km despite a very low volume of traffic. This may suggest that there is still some scope to generate savings in terms of road expenditures. The Brückner and Tuladhar (2010) study cited above on public investment found that the investment multiplier was higher for city government than the central government (0.74 against 0.26) but also that investment done by the prefectures had the lowest multiplier, at 0.14.



Source: author's calculations.

1/ Average expenditure per inhabitant = 100.

Regarding the other expenditure items, the distribution of expenditures for civil engineering, general services or personal expenses scale by the number of inhabitants show some large differences. In the chart above, the average expenditures for a given expenditure items have been normalized to 100. For example, in terms of general service, while one may suppose that the expenditures for inhabitants for administrative should be broadly similar (after allowing for the cost of living or other variable costs), in fact an equal number of prefectures spend between expenditures from the index 60 to the index 120). As for road investment, the wide disparity suggests also they may be some scope for improving the efficiency of prefecture expenditures.

VI. DISCUSSION AND CONCLUSION

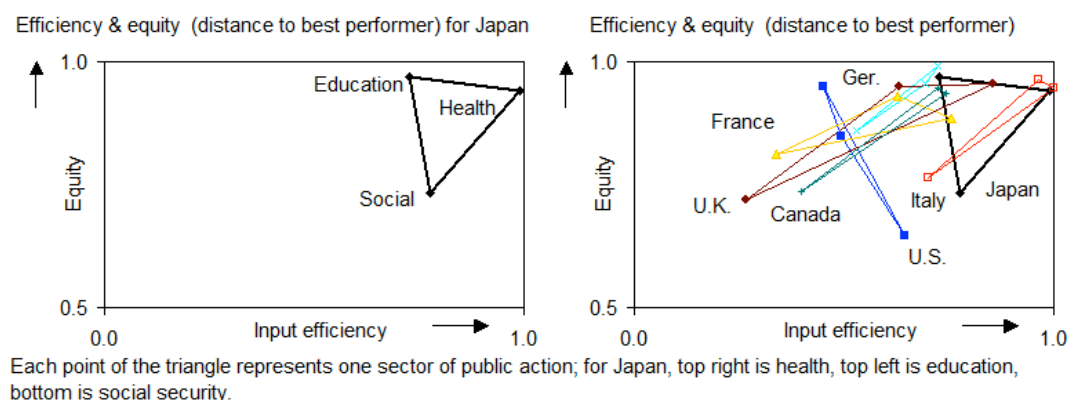
Is the efficiency achieved at the expense of equity?

Tachibanaki (2009) examines the idea that Japan is an equal society and argues that he has strong reservation about its current relevance. This perception or "the myth of an equal Japan" is based on partly on historical favorable results on income inequality in the 1970s and one a number of policies designed to achieve greater equality, such as the high progressivity of the income tax until the 1980s. Equity considerations also remain important in terms of public policy choice. As already documented in the section on social expenditures however, all indicators of income inequality (Gini coefficient, ratio of top to bottom decile, or relative poverty) put Japan in the lowest third of the OECD sample, with a deterioration of these indicators over the recent period⁸. Lechevalier (2014) argues that skill-biased technical

⁸ A few indicators however present a somewhat different pictures. For example, the Piketty-Saez database on pre-tax income shows that Japan is ranked 9th out of 17 OECD countries in terms of top
(continued)

change is one factor, along with the social and family structure, explaining the increase in inequality.

Beyond income inequality, indicators of inequality for health and education offer a mixed picture for Japan. One indicator of inequality in health is the dispersion of health perception by income level. Despite good performance in terms of health outcome, Japan has one of the worst values for this indicator. Besides, for the lowest income group, this perception is about one third lower than the perception of the highest income group, against an OECD gap of one quarter on average. The dispersion of the age of death as of 2006, another indicator of health inequality is by contrast similar to the OECD average, with a standard deviation in death of 14 years. Over the previous fifteen years however, this dispersion seems to have gradually risen, from the lowest OECD level in 1990 of 13.4 years, while it has been on a declining trend for other countries.



In terms of education, Japan obtains better results. The homogeneity of PISA scores measures the ratio of the performance of the bottom quartile to the top quartile. In 2006, Japan was ranked 12th among the OECD countries but this ranking improved to 8th in 2012. Education equity remains however much lower than education performance, Japan being the second best performing country in 2012. Another indicator of inequality in education is the contribution of the social background to the student performance in PISA test. The social background explains a lower performance of PISA performance in Japan, about 9 percent, than in other OECD countries, at 14 percent on average. Both indicators thus suggest that Japanese education system, at least up the secondary level, remains relatively equalitarian.

income inequality, against 27th out of 34 for all three income indicators (Gini, inter-decile, relative poverty). In terms of material deprivation, Mira d'Ercole (2006) reports that Japan is actually in a better position than the OECD in average, with 11 percent of respondents reporting their inability to satisfy some needs (basic needs, consumer durable, financial, etc.) against 14 percent for the OECD. Finally, there is some possibility that income-based measure of inequality might overstate inequality compared to consumption-based measure, an important consideration in Japan given the larger share of elderly and the difficulty in appreciating their income.

To summarize, we provide a measure of Japanese average ranking of different measures of equity for each sector out of a sample of 32 or 34 OECD countries. Key statistics are presented in Annex Table 4-1. Overall, Japanese public services tend to contribute to a high equality in education (with a average ranking of 6) but a low equality in social protection (with average rankings of 26 respectively). In terms of the equity of health care, the relative position of Japan is rather low (with a ranking of 22) but the absolute position is actually similar to other countries, albeit a bit lower.

How does the efficiency of public expenditures relate to user perception?

One bias of the measures of performance and efficiency is that they tend to emphasis on quantitative instead of qualitative measures. To address this bias, we present information on the perception of each sector of public action based on various opinion survey, from Gallup, the OECD, or the World Value Survey. Overall, we have the following hierarchy of indicators: a high performance of public expenditures, lower efficiency and equity indicators, but overall a rather poor public perception.

As often with subjective judgments, there could be a pessimistic bias on the perception by the users. In terms of both education and health, Japan has among the best performance (but a somewhat lower efficiency). However, the perception of the quality of education is rather mixed (with only 56 percent having a positive view of the education system according to a Gallup survey against 66 percent in the OECD on average). In terms of health, we have contrasting results: Japan has among the worst perceived health care status by respondents according to the OECD despite one of the best performance measured by a variety of indicators; a Gallup survey however shows a larger confidence in the health care system, with 75 percent of persons confident in the healthcare system against 71 percent on average in the OECD.

In terms of social security and public administration, thought confidence is on average close to the OECD, there is a large dispersion for specific responses. For example, according to the World Value Survey, among a sample of about twenty countries, Japan is in the middle in terms of support for tax redistribution. Between the 2005-2010 and the 2010-14 surveys, respondents favoring redistribution have declined from 67 percent to 56 percent while those favoring unemployment benefits has decreased by 72 to 60 percent. By contrast, Japan has the largest share of respondents who agree or strongly agree with the opinion that "older people get more than their fair share from the government", at 41 percent, about twice the average in a sample of ten OECD countries. This suggests that there is limited support to expanding the welfare state in Japan, but stronger support to reduce its aging bias.

On public administration, the confidence in government is among the lowest and twice as low as the OECD average (17 vs. 40 percent), the confidence in the civil service in general on the low side (30 vs. 41 percent), but Japanese also show a high confidence in the police and the judicial system (74 and 60 percent, vs. 72 and 50 percent). Despite as shown above a rather expensive tax collection in Japan, Japanese display their confidence in the tax system by being the first country to oppose or strongly oppose the idea that "it is justifiable to cheat

on taxes if you have a chance" (82 vs. 57 percent on average). This contrasts with only about half of the respondents who opposed this idea in Germany or in France. For some indicators, the user perception might be inversely related to the size of the government: Japanese thus favors unemployment support and some dose of redistributive policies, which are rather low in Japan, while the greater declared tax compliance might be related to the lower tax rate.

Table 1. Public sector performance, efficiency, equity and user perception

	Indicator	Japan	Best performer	Worst performer	Distance to best 1/	Distance to best 2/
Education						
Performance 3/	PISA score, 2012	540	542	417	100%	98%
Efficiency	Avg. of DEA input efficiency	0.85	1.00	0.36	85%	76%
Equity	Homogeneity of scores	0.79	0.81	0.73	97%	71%
Perception	Quality of education (%)	56	82	44	68%	32%
Health						
Performance	Life expectancy, 2012	84	84	75	100%	100%
Efficiency	Avg. of DEA input efficiency	0.99	1.00	0.49	99%	98%
Equity	Death dispersion, 2006 (inv.)	13.7	12.9	15.2	94%	65%
Perception	Confidence in health care	75	94	29	80%	71%
Social protection						
Performance	Gini coefficient	0.34	0.25	0.51	73%	66%
Efficiency	Avg. of DEA input efficiency	0.78	0.96	0.25	80%	73%
Equity	Same as performance	0.34	0.25	0.51	73%	66%
Perception	Confidence in social security	62	83	37	75%	55%
Administration						
Performance	Composite index, normalized	0.70	0.90	0.34	77%	64%
Efficiency	Avg. of DEA input efficiency	0.61	1.00	0.41	61%	34%
Perception	Confidence in administration	53	74	33	71%	48%
Infrastructure						
Performance	Quality of roads, 2012 (survey)	5.8	6.6	2.3	88%	81%
Efficiency	Avg. of DEA input efficiency	0.23	1.00	0.17	23%	7%
Perception	Same as performance	5.8	6.6	2.3	88%	81%

Source: author's estimates.

1/ Distance to the best : Japan / Best for desirable outcome (or Best / Japan for undesirable outcome). For efficiency, the distance is equal to the input efficiency. 2/ Alternative index: (Japan - Worst) / (Best - Worst).

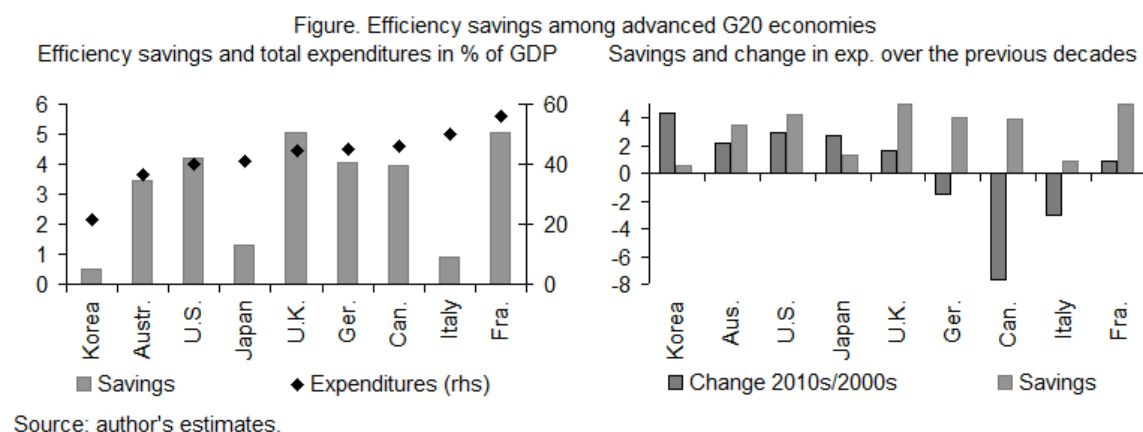
3/ For performance, presentation of one indicator, while the DEA analysis often includes a range of indicators

How large are aggregate efficiency savings?

Let us remind the reader about a few caveats about our results. One drawback of the DEA methodology is its interpretation of the best practice frontier as an efficient frontier, without considering the possibility of noises in these results. Part of the efficiency score can also be explained by exogenous factors that policy actions cannot reduce. Introducing a control variable in the measurement of efficiency at the prefecture level drastically changes the results. However, since our main focus was identifying cost savings for a range of policies, we did fully try to investigate in this paper these determinants.

Besides statistical uncertainty, political implementation is another constraint that may prevent to move to the efficiency frontier. Given these uncertainties, we take a conservative view of the efficiency gains that can be achieved, and arbitrarily consider that only **half** of these efficiency gains can be realized. We present a summary of the estimates of efficiency savings in table 2.

Finally, the efficiency analysis also covers about only 60 percent of total expenditures in Japan but 68 percent of expenditures for OECD countries. In particular, we did not apply any cost saving analysis to pension expenditures, which represents about 28 percent of total expenditures in Japan and 22 percent in other OECD countries. We discussed above some limits about our estimates, the potential underestimation of efficiency savings in health care given the high cost environment, and the potential overestimation of savings in general administration given the weaker link between performance and expenditures. In non-pension social expenditures, the priority might also be to increase the performance (output efficiency) rather to reduce expenditures (input efficiency) given the rise of inequality in Japan.



Overall, we find that the scope for reducing expenditures is comparatively lower in Japan, both when considering expenditures to GDP compared to international average, or by analyzing the efficiency of expenditures:

- The analysis of detailed expenditure data using the COFOG classification showed that in terms of expenditures to GDP Japan overspends relatively to its peer in only a few sectors. Japan clearly overspends in terms of support to the agricultural sector (0.8 percent of GDP higher than the average) and seems to overspend in terms of waste management (0.4 percent higher) or economic affairs (0.5 percent). Bringing this spending to OECD average could generate savings of about 1.7 percent of GDP. Taking half this number gives an estimate of about 0.9 points of GDP. By contrast, Japan underspends in a number of sectors, either because of favorable environment conditions (low crime rate...) or because of the complementary role of private expenditures.
- The analysis of efficiency using a DEA methodology covered about 60 percent of total public expenditures. On average, bringing Japan to the efficiency frontier and taking a conservative estimate could yield about 2.5 percent of GDP of savings (a decent 11 percent). This is lower than the efficiency gains of 4.1 percent for the OECD on average (15 percent) or the efficiency gains of 4.7 percent for other advanced G20 economies (17 percent). One reason for this result is the very high efficiency result in terms of health, and the rather high efficiency of education or non-pension social expenditures. There is reason to believe that the

efficiency score of health may underestimate the possible saving gains, given the high cost environment in Japan and clear identified technical inefficiencies. Efficient savings at the level of prefecture in Japan are also broadly in line with those identified at the international level. Investment in road and administration are two areas where the efficiency of public expenditures in Japan is lower than its peers, but some savings have already been realized in terms of road investment.

Overall, the total efficiency gains in Japan represent about 6 percent of total expenditures, against an average of 9 1/2 percent for OECD countries. Among G20 advanced economies, the largest gains can be realized by the United States, then Germany and France. The average efficiency gains for G20 advanced economies, close to 5 percent of GDP may seem large, but they are one third lower than the public expenditure reduction achieved by Canada in the 2000s compared to the 1990s. Efficiency gains could thus contribute to reduce Japan's fiscal challenge of reducing its public deficit and reducing its public debt.

Japan is after Korea and Italy the advanced G20 countries with the lowest efficiency savings. While the results may seem intuitive for Korea, a country with total public expenditures at 21 percent in 2013, about half the OECD average, it is less so for Italy given its very high expenditures at 49 percent of GDP. In line with our results, Tuladar (2014) find for Italy an input efficiency for health below the OECD average but an input efficiency close to unity for education and above the OECD average for social expenditures. For education, the efficiency is achieved despite a poor performance because of lower expenditures, while non-pension social expenditures in share of GDP are also relatively low. Besides, the efficiency analysis for Italy covers only 45 percent of total expenditures, with pension and interest payment representing 40 percent. It is possible that Italy has a somewhat similar experience to Japan, with aging pressure (and for Italy the additional pressure of servicing its debt) forcing the government earlier than in other countries to rationalize other expenditures.

Table 2. Public expenditures and upper bound on potential savings from efficiency gains or from benchmarking (in % of GDP) 1/

	Japan			Average OECD		
	Share of GDP (%)	Input score Internat.	Potential savings Pref.	Share of GDP (%)	Input score	Potential savings
Japan						
<u>(1) Efficiency</u>						
Education (2010)	3.3	0.81	0.83	0.3	4.7	0.76
Health	7.9	0.95	0.97	0.2	9.4	0.87
Non-pension soc. exp.	3.4	0.78	/	0.4	7.5	0.53
Road investment	1.2	0.23	/	0.4	0.7	0.54
Administration	5.9	0.58	/	1.2	6.1	0.66
Subtotal	21.6	0.78		2.5	28.3	
<u>(2) Benchmarking</u>						
Agri., waste, eco. aff.	2.9			0.9	1.2	
<u>(3) Other expenditures</u>						
Pension (2009)	11.6			/	9.7	
Other	4.8			/	4.5	
<u>Total expenditures</u>	41.0			3.4	43.7	
Other advanced G20 countries 2/						
Canada	45.8	0.62		5.0		
United States	40.1	0.49		6.5		
France	55.9	0.59		6.0		
Germany	45.0	0.59		6.2		
Italy	49.8	0.80		2.2		
United Kingdom	44.7	0.61		5.4		
Australia	36.6	0.63		4.5		
Korea	21.4	0.76		2.3		

Source: author's calculations.

1/ To get a conservative estimate of potential savings, we take arbitrarily ½ of the savings derived from the DEA or from the international comparison of expenditures. The input score is the average of the input score derived from different models. Expenditures for 2011 or most recent year, while scores are calculated for 2010-12 depending on data availability.

2/ Input score is the average score weighted by the share of expenditures in GDP.

How do these estimates compare to the existing literature and to official estimates?

Compared to other papers based on the DEA methodology, we have somewhat smaller input efficiency estimates for education (0.8 vs. 0.9 in Sutherland, Price and Joumard, 2007), administration (0.6 vs. 0.8 in Hribernik and Kierzenkowski, 2009), and infrastructure (0.25 vs. 0.8 in Braconier and al, 2013), but better scores in health care (0.95 vs. 0.8-0.95 in a literature on Japan). While not reporting their input-efficiency, Joumard et al. (2007) suggest that the potential savings in terms in healthcare could be of 0.8 point of GDP, larger than our estimate. Differences between studies reflect in part the choice of specification for the DEA as well the time period considered. As an illustration however, taking these estimates rather than ours would yield slightly higher potential savings of 3 points of GDP, against 2.4 points in our baseline results.

Overall, the estimates in this study for OECD country on average seem plausible, with

average savings at 10-12 percent from health care and education, 15 percent for administration, and 25 percent for administration and infrastructure. The total efficiency savings is of 11 percent for Japan and 15 percent for the OECD.

Official Japanese government documents are short on actual estimates on expenditure savings, the main number being discussed being the aggregated general government deficit. The official "Basic Framework for fiscal consolidation" (CAO, 2014) insists in general terms on expenditure prioritization, elimination of wasteful expenditures, and improving efficiency. One specific measure mentioned is the promotion of generic drugs. The 2014 budget contained more detailed measures for the review and rationalization of expenditures, but some neutral in terms of expenditures (reduction of agricultural grant compensated by additional expenses, reduction of teachers compensated by additional staff for support...). The Ministry of Finance also reported the achievement of its target to reduce central government staff by 10 percent over a four-year period on a gross basis, or 2.5 percent on a net basis (0.2 percent of total government employees). Savings are also expected to be realized in infrastructure or defense procurement.

The latest IMF consultation with Japan suggests total expenditure reduction of 5 percent of GDP or half the consolidation effort, of which 1 point from withdrawing the fiscal stimulus, 2.5 point from curbing non-social security spending, 1 point from limiting nominal growth in social security spending and 1/4 point for reducing benefit for wealthy retiree. Detailed analysis on health and pension suggest possible larger savings from social spending, at about 1.9 percent of GDP instead of 1.3. On health expenditures, Nozaki, Kashiwase, and Sato (2014) discuss five expenditure measures yielding a total of 1.1 percent of GDP of savings and each yielding about 0.1 to 0.3 percent of GDP: introducing gate-keeping, incentivizing the use of generic drugs, promote a health lifestyle, introducing budget caps, or strengthening supply constraints. On pension expenditures, Kashiwase, Nozaki, and Tokuoka (2012) suggest total savings measures for 3/4 percent of GDP (1/4 point of GDP by reducing benefits for wealthy retirees and 1/2 point by reducing the replacement ratio). Some efficiency gains on the expenditure side can also be achieved by having one agency collecting taxes and social security benefits, instead of the division currently between the National Tax Agency and the Social Insurance Agency.

The 2.5 points from curbing non-social security spending could be compared to our own estimates of 2.8 points coming from efficiency gains in non-social expenditure (1.9 points) and from sector-specific expenditure cut (0.9 points). Total savings on social expenditures could be between 1.3-1.9 percent for the IMF, where the DEA model here produced a very low efficiency savings for health and we did not produce an estimate on pension.

The OECD offers a number of very detailed specific policy recommendations, presented as the previous ones in Annex table 4-2. Those recommendations are broadly shared by academics. For example, Ihori and Atsushi (2004) suggest that fiscal consolidation requires on the expenditure side overhauling the project-evaluation system for public works and streamlining the PAYG pension system. Regarding health care, Hashimoto et al. (2011)

suggest tightening the control of service with better planning at the regional level, but most of the adjustment suggested are qualitative, rather than on cost.

Concluding comments

We also explored in this paper the relations between performance, efficiency, equity, and public perception. The good performance of Japan in international rankings in term of education, health, competitiveness, or some indicators of transparency or security, does not mean that Japan cannot achieve the same results at a lower cost. The efficiency of public expenditures is indeed often lower than its performance: the high quality of infrastructure is achieved at a high cost; general public service expenditures also deliver excellent results in some areas but an average result otherwise for a cost comparable to its peer; existing local inefficiencies in health and education can also generate some savings...

Besides efficiency, equity needs also to be a consideration of policymakers, given the trend of growing inequality in Japan. Opinion surveys do not show any strong public pressure for larger redistribution or larger spending, but the Japanese population aspires to a more balanced distribution of public goods between the elderly and the rest of the population. More efficient and better targeted public expenditures could address equity concerns without increasing the fiscal cost of expenditures. They could also be a way to gain broader political support to implement consolidation policies not just on the expenditure side but also on the tax side.

REFERENCES

- Albino-War, Maria, Francesco Svetlana Cerovic, Juan Carlos Flores Grigoli, Javier Kapsoli, Haonan Qu, Yahia Said, Bahrom Shukurov, Martin Sommer, and Seok Hyun Yoon, 2010, "Making the Most of Public Investment in MENA and CCA Oil-Exporting Countries", IMF, Staff Discussion Note.
- Adema1, Willem, Pauline Fron and Maxime Ladaique, 2014, "Is the European Welfare State Really More Expensive? Indicators on social spending, 1980-2012; a manual to the OECD Social Expenditure database (SOCX)", OECD Working Paper.
- Afonso, Antonio, Ludger Shuknecht, and Vito Tanzi, 2003, "Public sector efficiency: an international comparison", ECB Working Paper no. 242,
- Braconier, Henrik, Maurio Pisu and Debra Bloch, 2013, "The Performance of Road Transport Infrastructure and its Links to Policies", OECD Economics Department Working Paper.
- Brückner, Markus and Anita Tuladhar, 2010, "Public Investment As a Fiscal Stimulus; Evidence from Japan's Regional Spending During the 1990's", IMF Working Papers 10/110.

- Coelli, Tim, 1996, "A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program", CEPA Working Paper 96/08.
- Forthun Colin and Robert Hagemann, 2000, "Sustaining the Momentum of Fiscal Reform in Hungary", OECD Economics Department Working Paper.
- Doi, Takero, Toshihiro Ihori, and Hiroki Kondo, 2000. "Japanese Fiscal Reform: Fiscal Reconstruction and Fiscal Policy," CIRJE F-Series CIRJE-F-83, CIRJE, University of Tokyo.
- Doi, Takero and Toshihiro Ihori, 2009, *The Public Sector In Japan: Past Developments and Future Prospects*, Edward Elgar.
- Hashimoto, Hideki, Naoki Ikegami, Kenji Shibuya, Nobuyuki Izumida, Haruko Noguchi, Hideo Yasunaga, Hiroaki Miyata, Jose M Acuin, Michael R Reich, 2011, "Cost containment and quality of care in Japan: is there a trade-off?", *Lancet* 2011; 378: 1174–82.
- Henke, Nicolaus, Sono Kadonaga and Ludwig Kanzler, 2009, "Improving Japan's Health Care System", *The McKinsey Quarterly*, May, McKinsey & Company.
- Hribernik, Matevz, and Rafal Kierzenkowski, 2013, "Assessing the efficiency of welfare spending in Slovenia with Data Envelopment Analysis", OECD Working Paper.
- Journard, Isabelle, Christophe André, and Chantal Nicq, 2010, "Health Care Systems: Efficiency and Policy Settings", OECD Working Paper.
- Journard, Isabelle, and Tadashi Yokoyama, 2005, "Getting the most out of public sector decentralization in Japan", OECD Working Paper.
- Kawaguchi, Hiroyuki, and Kaoru Tone, 2013, "Estimation of the Efficiency of Japanese Hospitals using a Dynamic and Network Data Envelopment Analysis Model", mimeo.
- Lechevalier, Sébastien, 2014, "The Re-segmentation of the Japanese labor market. Investigating the impact of industrial dynamics", mimeo, EHESS/Keio University.
- Mandl, Ulrike, Aadrian Dierks, and Fabienne Ilzkovitz, 2008, "The Effectiveness and Efficiency of Public Spending." *Economics Papers* No. 301, European Commission, Brussels.
- Marco Mira d'Ercole, 2006, "Income Inequality and Poverty in OECD Countries: How Does Japan Compare?", *The Japanese Journal of Social Security Policy*, Vol.5, No.1 (June 2006)
- Masato Miyazaki, 2006, "Framework for Fiscal Consolidation: Successes and Failures in Japan", *OECD Journal on Budgeting*, 2006, vol. 6, issue 4, pages 123-148.
- Kashiwase, Kenichiro, Masahiro Nozaki, and Kiichi Tokuoka, 2012, "Pension Reform in Japan", IMF Working Paper.
- Nozaki, Masahiro, Kenichiro Kashiwase, and Ikuo Sato, 2014, "Health Spending in Japan:

Macro-Fiscal Implications and Reform Options", IMF Working Paper.

Ministry of Finance of Japan, 2014, "Japanese Public Finances: Fact Sheet", Japanese Ministry of Finance.

Jafarov, Etibar, and Victoria Gunnarsson, 2008, " Government Spending on Health Care and Education in Croatia: Efficiency and Reform Options", IMF Working Paper.

Jones, Randall and Satoshi Urasawa, 2013, "Restoring Japan's fiscal sustainability", OECD Working Paper.

Organization of Economic Cooperation and Development, various issues, *Health at a Glance*, *Education at a Glance*, *Government at a Glance*, OECD.

Otsukaa, Akihiro, Mika Gotob and Toshiyuki Sueyoshi, 2014, "Cost-efficiency of Japanese local governments: effects of decentralization and regional integration", Regional Studies, Papers, No. 1016.

St. Aubyn, Miguel, Alvaro Pina, Filomena Garcia and Joana Pais, 2009, " Study on the efficiency and effectiveness of public spending on tertiary education", European Commission

Sutherland, Douglas, Robert W.R. Price, Isabelle Joumard, and Chantal Nicq, 2007, "Performance Indicators for Public Spending Efficiency in Primary and Secondary Education," OECD Economics Department Working Papers 546.

Tachibanaki, Toshiaki, 2009, *Confronting Income Inequality in Japan: A Comparative Analysis of Causes, Consequences, and Reform*, MIT Press.

Tepe, Markus, and Pieter Vanhuyse, 2009, "Elderly Bias, New Social Risks, and Social Spending: Investigating Change and Timing in Eight Programs Across Four Worlds of Welfare, 1980-2003, mimeo.

Ihori Toshihiro and Atsushi Nakamoto, 2005, "Japan's Fiscal Policy and Fiscal Reconstruction", International Economics and Economic Policy, Volume 2, Issue 2-3.

Tuladar, Anita, 2014, "Improving public spending allocation and performance in Italy: an efficiency analysis", Italy: Selected Issues Paper, International Monetary Fund.

Yamauchi, Yasuhiro, 2013, "Decomposition of Cost Efficiency in the Regional Long-term Care System in Japan".

ANNEXES

Annex Table 1.1. Measures of public expenditures, Japan and OECD

Annex Table 1.2. Breakdown of general government expenditures, Japan and OECD

Annex Table 1.3. Expenditure rigidity and aging bias, Japan and OECD

Annex Table 2.1. Education Efficiency

Annex Table 2.2. Health Efficiency

Annex Table 2.3. Social Expenditure Efficiency

Annex Table 2.4. Road Expenditure Efficiency

Annex Table 2.5. Administration Efficiency

Annex Table 3. Expenditure Efficiency at the level of the Prefecture and Municipalities

Annex Table 4. Equity and perception of public expenditures, Japan and OECD

Annex table 1-1. Different measures of public expenditures (in % of GDP)

Indicator	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD	Rank	CAN	USA	FRA	GER	ITA	GBR	AUS	KOR
In 2011											
Total public expenditures	40.6	44.0	24/33	45.8	40.1	55.9	45.0	49.8	44.7	36.6	21.4
Debt service	0.8	1.9		0.4	3.4	2.5	1.9	4.6	2.8	0.5	-0.8
Primary public expenditure (1)	39.8	42.2	23/33	45.4	36.7	53.4	43.1	45.1	41.9	36.1	22.2
Gross public social expenditures (2)	23.1	21.5		17.4	19.0	31.0	25.5	27.5	22.7	17.8	9.0
Tax on social benefits	-1.3	-2.9		-1.2	-0.9	-4.0	-3.5	-4.6	-1.7	-0.9	-0.4
Tax break for social purpose	0.4	0.5		0.8	2.0	1.0	1.6	0.7	0.4	0.5	0.5
Net public social expenditures (3)	22.2	19.1		17.1	20.1	27.9	23.7	23.6	21.4	17.4	9.1
Net primary public expenditure (4) = (1)+(2)-(3)	39.0	39.8	21/33	45.1	37.8	50.4	41.2	41.2	40.6	35.7	22.4
Private social spending (5)	3.4	2.1		3.9	10.1	3.4	2.4	1.8	4.8	2.7	2.5
Total 1/: (6) = (4) + (5)	42.3	41.9	20/33	49.0	47.9	53.7	43.6	43.0	45.4	38.4	24.9
Ratio (2)/(1): public social expenditures (%)	58%	51%		38%	52%	58%	59%	61%	54%	49%	40%
Ratio {(3)+(5)}/(6): total social expenditures (%)	60%	51%		43%	63%	58%	60%	59%	58%	52%	47%
Memorandum (in 2005):											
Pension (old age and pension)											
Public	11.6	8.1		4.4	6.6	13.7	10.9	15.2	6.4	5.2	2.4
Mandatory Private	0.6	0.3		0.0	0.0	0.2	0.0	1.2	0.6	0.4	0.7
Voluntary private	2.9	1.0		3.5	3.6	0.1	0.8	0.2	4.3	2.1	0.0
Health											
Public	7.1	6.4		7.9	8.2	8.7	8.5	7.3	7.7	6.3	4.1
Mandatory Private	0.0	0.0		0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
Voluntary private	0.2	0.6		1.4	5.7	1.5	1.1	0.1	0.3	0.7	0.0
Share of the private sector in total expenditures (in % of total)											
Pre-primary education	54.6	17.3	1/32	...	29.9	6.3	19.6	9.4	19.3	29.3	45.7
Primary and secondary	7.0	8.8	17/32	10.3	8.4	6.5	12.1	3.8	7.9	15.5	18.8
Tertiary education	65.5	27.4	3/32	42.5	65.2	16.3	15.1	23.7	28.2	53.9	71.7
Medical services	13.1	22.2	23/34	20.7	49.8	15.0	21.1	13.1	...	26.6	45.2
Medical goods	32.6	45.9	26/34	65.2	67.9	39.2	30.7	53.4	...	55.3	44.3
Pension benefits	25.6	14.8	8/33	47.0	39.1	1.2	8.1	9.8	43.8	33.0	24.1
Total (education, health, pension)	22.0	19.8	10/34	38.9	49.5	9.7	14.4	12.2	19.6	32.8	39.4

Sources: SOX database, OCDE; WEO, IMF; Adema, Fron and Ladaque (2011); author's calculations.

1/ Total = private social and net public prim. expenditure.

Note. Classification in three groups among OECD Low Med. High

Annex table 1-2. Breakdown of general government total expenditures (in % of GDP, in 2009)

Indicator	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	USA	FRA	GER	ITA	GBR	AUS	KOR
Expenditure by function											
Total function	41.9	48.0	24/27	...	42.9	56.8	48.3	51.9	50.8
General public services	4.8	6.5	24/27	...	5.9	6.4	6.3	8.5	4.6
Defence	0.9	1.5	21/27	...	4.6	2.0	1.1	1.6	2.7
Public order and safety	1.4	1.8	24/27	...	2.4	1.8	1.7	2.0	2.8
Economic affairs	4.5	4.8	18/27	...	4.2	3.9	3.9	4.5	4.4
Environment protection	1.4	0.8	2/27	...	0.0	1.1	0.8	0.9	1.0
Housing and community amenities	0.9	0.9	8/27	...	1.3	2.1	0.7	0.8	1.4
Health	6.8	7.0	19/27	...	8.7	8.1	7.3	7.6	8.3
Recreation, culture and religion	0.4	1.3	26/27	...	0.3	1.4	0.8	0.9	1.1
Education	3.7	5.8	27/27	...	6.9	6.2	4.4	4.6	6.9
Social protection	17.0	17.6	16/27	...	8.6	23.9	21.3	20.4	17.6
Expenditure by economic categories											
Total government expenditure	41.9	49.2	18/20	...	42.9	56.8	48.3	51.9	50.8
Intermediate consumption	4.1	6.9	19/20	...	7.6	5.6	4.9	5.9	13.5
Total compensation of employees paid	6.4	11.7	20/20	...	11.0	13.5	8.0	11.3	11.5
Subsidies	0.7	1.5	16/20	...	0.4	1.7	1.2	1.1	0.7
Other current transfers (consolidated S13)	2.1	2.2	13/20	...	0.4	3.4	2.1	1.8	3.2
Capital transfers (consolidated S13)	1.0	1.2	11/20	...	1.0	0.8	1.4	1.9	2.5
Gross capital formation	3.5	3.1	8/20	...	4.2	3.4	1.8	2.5	2.7
Property income (consolidated S13)	2.1	2.4	11/20	...	3.7	2.4	2.7	4.6	1.9
Specific items (sub-functions)											
High comparative expenditures	4.2	1.6					2.0	1.3	1.7	1.6	
Agriculture, forestry, fishing and hunting	1.3	0.5	1/21	0.4	0.2	0.3	0.2	...
Waste management	0.9	0.5	4/18	0.8	0.3	0.5	0.9	...
Economic affairs, other industries	0.7	0.2	1/21	0.2	0.1	0.2	0.0	...
Fuel and energy	0.6	0.1	1/21	0.3	0.1	0.0	0.2	...
Fire-protection services	0.4	0.2	1/21	0.3	0.2	0.2	0.2	...
Mining, manufacturing and construction	0.3	0.1	2/21	0.0	0.2	0.4	0.0	...
Communication	0.0	0.0	4/21	-0.1	0.1	0.0	0.0	...
Low comparative expenditures	4.0	8.6					8.8	8.0	8.6	9.4	
Pre-primary and primary education	1.1	2.0	21/21	1.7	1.1	1.5	2.0	...
Secondary education	1.1	1.9	21/21	2.4	1.6	1.8	2.7	...
Police services	0.7	0.9	16/21	1.0	0.7	1.2	1.6	...
Government, Parliament, MOF, MOFA...	0.6	2.0	21/21	1.2	1.7	2.5	1.6	...
Unemployment	0.4	1.4	19/21	1.9	2.3	1.0	0.5	...
Law courts	0.1	0.3	21/21	0.2	0.4	0.3	0.7	...
Prisons	0.0	0.2	21/21	0.2	0.1	0.2	0.3	...
Additional major sub functions	20.3	17.4					22.1	16.6	22.4	15.7	
Old age	11.6	9.7	7/21	13.8	9.4	14.1	10.9	...
Outpatient services	2.9	2.0	5/21	2.8	2.0	2.4	0.6	...
Transport	2.3	2.4	10/21	1.3	1.5	2.0	1.8	...
Family and children	1.8	2.3	13/21	2.6	1.6	1.1	2.3	...
Survivors	1.7	1.0	5/21	1.6	1.9	2.8	0.1	...

Sources: COFOG, OCDE; Eurostat; Japanese National Accounts; author's calculations.

Note. Classification in three groups among OECD Low Med. High

Annex table 1-3. Expenditure rigidity and aging bias, Japan and OECD countries

Indicator	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	USA	FRA	GER	ITA	UK	AUS	KOR
Rigidity (in % of total expenditures)											
<u>Overall rigidity in 2011</u>	76.6	67.2	2/20	...	62.7	71.0	72.7	74.7	65.7
Wages	15.9	19.2	16/20	...	20.5	20.3	15.0	19.9	19.2
Health benefits	16.0	9.8	2/20	...	17.5	9.4	14.1	8.9	8.2
Social benefits	39.1	34.5	4/20	...	19.4	38.0	40.4	39.8	34.5
Investment	4.8	1.8	1/20	...	2.0	0.8	1.2	1.4	0.9
Debt service	0.8	2.0	15/20	...	3.4	2.5	1.9	4.6	2.8
<u>Overall rigidity in 2005</u>	72.2	71.0	8/20	...	66.8	73.3	76.7	73.6	68.3
Wages	17.2	24.5	19/20	...	27.8	24.7	16.9	22.7	25.6
Health benefits	14.8	9.0	2/20	...	16.1	9.1	13.0	8.5	6.7
Social benefits	34.9	33.5	9/20	...	17.5	36.1	43.0	36.2	33.3
Investment	5.2	2.2	1/20	...	2.6	1.0	1.4	1.6	1.2
Debt service	0.1	1.8	18/20	...	2.8	2.5	2.5	4.5	1.5
Aging bias in social expenditures											
<u>In 2010 (or 2009 for Europe and Japan)</u>											
Elderly / non elderly spending (ENSS) 1/	54.6	39.0	4/34	28.5	35.6	45.9	40.0	57.1	31.9	30.9	32.4
Aging and health	85.3	67.4	2/34	66.4	77.2	71.8	68.9	82.2	62.0	63.8	71.6
New social risk spending (NSRS) 2/	6.9	13.0	32/34	8.9	4.3	13.5	11.1	7.1	17.8	16.9	13.5
<u>In 2000</u>											
Elderly / non elderly spending (ENSS) 1/	50.7	39.7	6/33	31.9	40.8	44.0	40.6	59.3	35.0	32.6	37.0
Aging and health	84.5	66.6	1/33	63.4	80.6	69.9	68.3	82.6	60.5	61.6	76.2
New social risk spending (NSRS) 2/	5.5	13.0	32/33	9.9	6.2	15.2	12.4	7.1	16.6	18.1	9.8

Sources: COFOG, OCDE; Eurostat; Japanese National Accounts; author's calculations.

Note. Classification in three groups amc Low Med. High

1/ Pensions and survival benefits over total spending (excluding housing and other).

2/ Family and active labor policy over total spending (excluding housing and other).

Table 2-1. Efficiency in Education

Source	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
Survey results on efficiency of education											
Sutherland, Price, Joumard, and Nicq (2007)											
Score with Stochastic Frontier Analysis (SFA) 1/	0.97	0.9	1/34	0.94	0.91	...	0.95	0.95	0.95	0.95	0.97
Score with Data Envelopment Analysis (DFA) 1/	0.78	0.7	2/34	0.74	0.70	...	0.77	0.72	0.75	0.75	0.82
Input efficiency score with homogeneity as add. Input.	0.96	1.0	7/34	0.97	0.92	0.95	0.91	0.93	0.94	0.95	0.96
St. Aubyn, Pina, Garcia and Pais (2009), higher education 2/	1.00	0.7	1/34	...	0.49	0.62	0.72	0.61	1.00
Afonso, Shuknecht, Tanzi (2003), efficiency ratio (% GDP)	1.12	1.1	4/34	0.84	0.92	0.99	1.09	1.11	1.10	1.06	...
This study											
<u>Output</u>											
Total PISA score in 2012	540	497.2	2/34	522	492	500	515	490	502	512	542
Fraction of 15-24 years NEET in 2012	9.4	15.0	5/34	13.2	15.2	16.6	9.9	24.6	16.3	11.7	17.6
<u>Technical ratios</u>											
Ratio pupils to teaching staff, primary and secondary	14.6	14.0	12/32	15.0	15.3	14.8	14.6	12.3	17.5	...	17.3
Salary cost per teacher, primary and secondary, US dollars	3028	3249	11/25	...	3036	2096	...	2936	...	3828	2741
<u>Input</u>											
Expenditure per student, total, US\$ PPP 2012	44.5	39.6	19/32	...	62.5	45.0	45.6	35.6	44.5	45.5	33.3
Total expenditure in % of GDP, 2010	5.1	6.1	6/31	6.8	6.9	6.1	5.1	4.6	6.4	5.8	7.6
Public expenditure in % of GDP, 2010 (primary to tertiary)	3.3	4.7	1/31	5.2	4.4	4.9	3.9	3.8	5.3	4.2	4.1
Private expenditure in % of GDP, 2010 (primary to tertiary)	1.2	0.9	19/24	1.6	2.1	0.5	0.6	0.4	0.7	1.5	2.7
<u>Score of DEA model</u>											
Specification: total expenditures in % of GDP. Units on the frontier: 7.											
Input efficiency	1.00	0.81	1/30	0.72	0.65	0.75	0.94	1.00	0.73	0.82	1.00
Output efficiency	1.00	0.95	1/30	0.96	0.92	0.95	0.96	1.00	0.95	0.95	1.00
Specification: expenditures in US\$ PPP per student. Units on the frontier: 6.											
Input efficiency	0.73	0.68	11/29	...	0.36	0.52	0.55	1.00	0.53	0.54	1.00
Output efficiency	0.99	0.95	7/29	...	0.91	0.93	0.95	1.00	0.93	0.95	1.00
Specification: public, private expenditures in US\$ PPP p. student. Units on the frontier: 10.											
Input efficiency	0.81	0.80	12/22	...	0.34	0.62	0.60	1.00	0.64	0.48	1.00
Output efficiency	0.99	0.98	11/22	...	0.91	0.95	0.97	1.00	0.95	0.95	1.00

Source: reference papers as indicated; Japanese National Statistical Office; OECD; author's estimates.

1/ Specification with 2003 PISA as output, and teachers student ratio, computer availability, socio-economic backgrounds as inputs.

2/ Input efficiency, DEA model with financially measured inputs.

Note. Classification in three groupes among sample:

Best Med. Worst

The classification reflect whether an output is desirable or not, for example a low fraction of 15-24 as NEET is a desirable output.

Table 2-2. Health Expenditure Efficiency

Source	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
Survey results on efficiency of health											
Efficiency ratio, Afonso, Shuknecht, Tanzi (2003)	1.3	1.0	2/22	0.9	1.1	0.9	0.9	0.9	1.0	1.1	...
Journard, Andre, Nicq (2010), output-efficiency rank 1/	5	15.3	5/29	14	30	7	20	10	24	1	3
This study											
<u>Output</u>											
Main variables											
Life expectancy at birth, 2012	84.0	80.4	1/34	82.0	79.0	82.0	81.0	83.0	81.0	83.0	81.0
Infant mortality 2011	2.3	4.2	2/32	4.9	6.1	3.5	3.6	3.4	4.3	3.8	3.0
Additional output variables:											
Amenable death, 2006 (inverted)	61.2	73.0	4/19	77.0	95.5	55.0	76.4	59.9	82.5	56.9	...
Life expectancy at 65, 2012	26.0	23.6	1/34	25.0	23.0	25.0	24.0	25.0	24.0	25.0	24.0
Healthy life expectancy, 2012	75.0	70.6	1/34	72.0	70.0	72.0	71.0	73.0	71.0	73.0	73.0
Fatality after ischemic stroke admission, 2011	3.0	8.5	1/31	9.7	4.3	8.5	6.7	6.5	10.4	10.0	3.4
Fatality after AMI admission, 2011 (inverted)	12.2	7.9	30/32	5.7	5.5	6.2	8.9	5.8	7.8	4.8	8.9
<u>Technical 2/</u>											
Practising doctors	2.2	3.2	5/33	2.4	2.5	3.3	3.8	4.1	2.8	3.3	2.0
Practising nurses	10.0	8.8	21/34	9.3	11.1	8.7	11.4	6.3	8.6	10.1	4.7
MRI units	47	13.1	32/32	9	32	8	11	24	6	6	21
CT scanners	101	23.0	32/32	15	41	13	18	32	9	44	36
Hospital beds per 100,000 inhabitants	13.4	4.8	34/34	2.8	3.1	6.4	8.3	3.4	3.0	3.8	9.6
Share of generic in pharmacy, in percent	8.8	18.9	16/19	11.5	35.3	7.8	27.6
<u>Input</u>											
Expenditures in share of GDP, 2011, OECD	9.6	9	22/33	11.2	17.7	11.6	11.3	9.2	9.4	8.9	7.4
Expenditures per capita PPP, public, 2011, OECD	2638	2467	19/33	3183	4066	3161	3436	2345	2821	2578	1217
Expenditures per capita PPP, private, 2011, OECD	575	918	7/33	1339	4441	957	1058	668	584	1223	982
Expenditures per capita PPP, total, 2011, OECD	3213	3395	16/33	4522	8508	4118	4495	3012	3405	3800	2198
Environment variable: GDP per capita '000 US\$ PPP, 2011	35	34	17/34	41.5	49.8	34.9	38.4	30.8	35.9	40.5	30.9
<u>Score of DEA model 3/</u>											
Specification: total expenditures in % of GDP. Countries on frontier: 6.											
Input efficiency	1.00	0.83	1/30	0.69	0.39	0.67	0.65	0.94	0.78	0.97	1.00
Output efficiency	1.00	0.97	1/30	0.98	0.94	0.98	0.96	0.99	0.97	1.00	1.00
Specification: total expenditures in % of GDP and GDP per capita. Countries on frontier: 9.											
Input efficiency	1.00	0.87	1/30	0.72	0.40	0.74	0.69	0.98	0.79	0.97	1.00
Output efficiency	1.00	0.98	1/30	0.98	0.94	0.98	0.96	1.00	0.97	1.00	1.00
Specification: public, private expenditures in US\$ PPP. Countries on the frontier: 8.											
Input efficiency	1.00	0.78	1/30	0.53	0.19	0.63	0.53	0.94	0.76	0.78	1.00
Output efficiency	1.00	0.98	1/30	0.98	0.94	0.98	0.96	0.99	0.96	0.99	1.00
Specification: total expenditures in % of GDP and life expectancy at 65. Countries on the frontier: 8.											
Input efficiency	1.00	0.98	1/30	0.98	0.94	0.98	0.96	0.99	0.96	0.99	1.00
Output efficiency	1.00	0.98	1/30	0.98	0.94	0.98	0.96	0.99	0.96	0.99	1.00
Specification: expenditures in % of GDP and amenable death. Countries on the frontier: 4.											
Input efficiency	0.95	0.89	11/19	0.80	0.55	0.77	0.79	0.97	0.97	1.00	...
Output efficiency	0.94	0.86	6/19	0.74	0.92	0.69	0.79	0.75	0.94	0.76	...

1/ The authors present about eight different specifications with differences for the input (expenditure, environment variables) and for the output (life expectancy at birth, at 65, amenable death). Japan is ranked first in the specification with the amenable death indicator and otherwise mostly among the top five or at least among the top third. Expenditures are measured as expenditures per capita.

2/ The ranking indicates whether the technical components is a high-cost or low-cost factor, independently on its effect on performance.

3/ Baseline model with life expectancy at birth and infant mortality as output, and one indicator of expenditure as input.

Table 2-3. Non-pension social protection expenditures

	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
Survey results on efficiency of social expenditures											
Afonso, Shuknecht, Tanzi (2003), efficiency ratio.	1.60	1.11	4/22	1.39	1.15	0.64	0.85	0.95	0.98	1.80	...
Tuladar (2014), input score non-pension social protection.	/	0.54	.../17	0.33	0.43	0.70	0.52
This study											
<u>Output (all rankings inverted)</u>											
Gini coefficient, 2010	0.3	0.3	26/34	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
Ratio S90/S10, 2010	10.7	9.6	27/34	8.6	15.9	7.2	6.7	10.5	10.0	8.9	10.5
Index of relative poverty, total population, 2010	16.0	11.3	29/34	11.9	17.4	7.9	8.8	13.0	10.0	14.4	14.9
Relative poverty of the elderly, 2011	19.4	12.3	28/34	6.8	18.8	4.5	8.9	10.6	10.5	33.4	48.6
<u>Input</u>											
Non-pension social expenditures, in % of GDP.	3.4	7.5	2/33	6.6	4.0	9.1	9.1	5.2	9.5	6.7	3.4
Non-pension social expenditures, in US PPP per capita.	924	2198	6/31	1886	928	2482	2753	1331	2838	1920	560
<u>Score of DEA model 3/</u>											
Specification: social expenditures in % of GDP. Countries on the frontier: 4.											
Input efficiency	1.00	0.60	1/33	0.51	0.83	0.43	0.80	1.00	0.36	0.50	0.40
Output efficiency	1.00	0.91	1/33	0.90	0.76	0.95	0.91	1.00	0.67	0.88	0.97
Specification: social expenditures in US\$ PPP. Countries on the frontier: 4.											
Input efficiency	0.55	0.47	11/31	0.29	0.45	0.24	0.26	0.40	0.18	0.27	1.00
Output efficiency	0.89	0.93	24/31	0.90	0.83	0.92	0.95	0.90	0.87	0.88	1.00
Memorandum: components of non-pension social protection, in % of GDP.											
Incapacity related	1.2	2.6	7/33	0.9	1.6	2.1	3.5	2.3	3.0	2.4	0.7
Family	1.0	2.3	4/33	1.1	0.7	3.2	2.1	1.6	3.8	2.8	0.9
Active labour market	0.4	0.6	16/33	0.3	0.1	1.0	1.0	0.4	0.3	0.3	0.6
Unemployment	0.4	1.1	5/32	1.0	0.8	1.5	1.7	0.8	0.6	0.6	0.4
Housing	0.2	0.4	11/30	0.4	...	0.8	0.6	0.0	1.4	0.3	...
Other	0.3	0.5	10/30	2.9	...	0.4	0.2	0.0	0.2	0.2	...
Subcategory: active labor market program											
<u>Output</u>											
Long-term unemployment, in % of total, 2010	37.6	31.3	21/33	12.0	29.0	40.2	47.4	48.5	32.6	18.5	0.3
Unemployment rate, in %, 2010	5.0	8.6	6/34	8.0	9.6	9.7	7.1	8.4	7.9	5.2	3.7
<u>Input</u>											
Active labor market program, in % of GDP, 2010	0.3	0.6	6/31	0.3	0.1	1.1	1.0	0.4	0.4	0.3	0.3
Active labor market program, in US\$ PPP, 2010	77.0	182.8	8/30	94.0	32.2	309.7	288.1	109.3	122.8	89.3	56.1
<u>Score of DEA model</u>											
Specification: ALM in % of GDP. Countries on the frontier: 4.											
Input efficiency	0.02	0.20	11/27	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	...
Output efficiency	0.52	0.58	13/27	0.46	0.51	0.37	0.51	0.26	0.26	0.71	...

Source: Japanese Statistical Office; OECD; and author's estimations.

Table 2.5. Administrative Efficiency

Source	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
Survey results on efficiency of administration											
Afonso, Shuknecht, Tanzi (2003), efficiency ratio.	1.25	1.00	3/22	1.00	1.30	0.61	1.01	0.54	0.94	1.21	...
Forthun, and Hagemann (2010), efficiency score.	1.00	0.75	1/34	0.83	0.88	0.66	0.88	0.66	0.77	...	0.89
Hribernik and Kierzenkowski (2013), input rank.	6	...	6/29	...	26	20	11	29	4	...	16
World Bank public efficiency perception index (2013)	0.95	0.87	11/34	1.00	0.92	0.92	0.93	0.63	0.92	0.96	0.82
This study											
<u>Output</u>											
Main indexes											
Crime and robbery rate (index), UNDOC, 2012	0.28	8.7	1/34	5.2	13.2	7.2	2.9	4.3	5.0	2.3	1.4
Corruption, WEF, 2012	4.9	4.5	15/34	5.3	4.2	4.5	5.0	2.9	5.1	5.1	3.3
Product market regulation (PMR), 2013, OECD, inverted.	1.4	1.4	17/33	1.4	1.1	1.5	1.3	1.3	1.1	1.3	1.9
Cost of tax collection (in % revenues, 2011), OECD, inv.	1.8	1.0	30/32	1.3	0.6	1.2	1.4	1.0	0.8	1.0	0.8
Composite index, average of normalized components	0.70	0.70	19/34	0.75	0.76	0.69	0.75	0.65	0.84	0.80	0.61
Additional indexes											
Perception of security, WEF, 2012	5.46	5.59	22/34	5.74	4.86	5.41	5.87	4.69	5.57	6.01	5.34
<u>Technical ratios</u>											
Civil servants as %age of the labor force (2011), OECD	6.67	15.07	2/33	17.72	14.39	21.90	10.61	13.70	18.29	15.72	6.50
<u>Input</u>											
Expenditures for general services (in % of GDP)	5.9	8.1	5/28	...	8.2	7.9	7.8	10.6	8.4	...	6.6
Primary expenditures for general services (in % of GDP)	5.9	6.1	15/28	...	8.2	5.3	7.7	5.8	4.7	...	6.6
Primary exp. for general services (in '000 US\$ PPP p.c.)	21.2	22.3	18/27	...	23.2	15.9	26.1	19.3	18.0	...	27.7
<u>Score of DEA model</u>											
Specification: expenditures in % of GDP. Countries on frontier: 3.											
Input efficiency	0.58	0.66	16/27	...	0.44	0.65	0.45	0.59	0.87	...	0.52
Output efficiency	0.67	0.73	17/27	...	0.84	0.71	0.77	0.62	0.96	...	0.55
Specification: expenditures in US dollar PPP per capita. Countries on frontier: 4.											
Input efficiency	0.67	0.77	20/27	...	0.84	0.88	0.77	0.62	0.96	...	0.55
Output efficiency	0.71	0.77	18/27	...	0.71	0.96	0.60	0.77	0.97	...	0.52
Specification: expenditures in % of GDP, without the cost of tax collection. Countries on the frontier: 3.											
Input efficiency	0.59	0.63	15/27	...	0.42	0.65	0.47	0.59	0.79	...	0.52
Output efficiency	0.82	0.75	12/27	...	0.75	0.74	0.85	0.64	0.93	...	0.56
Specification: expenditures in % of GDP, individual components of composite index. Countries on the frontier: 3.											
Input efficiency	0.59	0.72	17/27	...	1.00	0.65	0.45	0.65	1.00	...	0.52
Output efficiency	0.86	0.86	15/27	...	1.00	0.78	0.87	0.87	1.00	...	0.69

Source: debt service and expenditures from the IMF; expenditure data from OECD and Eurostat; author's calculations.

Table 2-6. Pension Expenditures

Source	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
<u>Equity</u>											
Poverty rate among the over 65s, change 2007-10, OECD	-2.2	-2.7	...	2.2	-2.4	0.1	0.5	-3.5	-3.6	-3.7	2.1
Relative incomes of the over 65s, late 2000s	88	86	20/33	93	92	97	85	93	81	65	...
Median poverty gap, 2010, OECD 1/	29.9	18	28/33	...	23.6	10.8	16.1	12.1	15.4	12.4	44.1
Measurement issues											
Home ownership among the 65+, 2010, OECD 2/	80.0	76.1	...	72.0	80.9	75.9	53.3	81.3	74.0	84.0	...
Impact on imputed rent on poverty rate, 2010, OECD 3/	...	-5.4	-3.4	-1.8	-10.2	-12.7
Difference b/w 65+ and total poverty rate, OECD	3.4	1.0	...	-5.0	1.4	-3.4	0.1	-2.4	0.5	19.0	33.7
Pension Gini coefficient, in %, OECD	13.8	16	14/34	2.1	14.9	18.0	19.4	25.7	3.8	7.3	7.4
<u>Technical factors</u>											
Net pension replacement rates, 50% of AW, 2012, OECD 4/	54	82	1/34	91	59	76	55	84	67	101	65
Net pension replacement rates, 100% of AW, 2012, OECD	41	66	2/34	59	47	71	57	82	42	68	45
Share of elderly income deriving from transfers, 2012, OECD	48	59	9/34	39	38	73	69	73	50	40	16
Share of elderly income deriving from work, 2012, OECD	44	24	31/34	20	32	6	13	20	12	24	63
Share of elderly income deriving from capital, 2012, OECD	8	17	15/34	42	30	21	17	7	38	36	21
Normal pensionable age, in years	65	64	6/34	65	66	65	65	64	63	65	60
Average effective age of labour market exit	68	64	4/34	63	65	60	62	61	63	64	70
<u>Expenditures</u>											
Public pension expenditures in % of GDP, 2009, OECD	11.6	8.1	29/34	4.4	6.6	13.7	10.9	15.2	6.4	5.2	2.4
Pension expenditures, mandatory private, in % of GDP	0.6	0.3	29/34	0.0	0.0	0.2	0.0	1.2	0.6	0.4	0.7
Pension expenditures, voluntary private, in % of GDP	2.9	1.0	29/34	3.5	3.6	0.1	0.8	0.2	4.3	2.1	0.0
Pension income as % of average wage, OECD	36.4	55.9	2/34	44.3	37.8	53.9	42.2	74.9	31.3	55.0	38.4
<u>Revenues</u>											
Full sample											
Employer and employee contribution rate, in %, 2011, OEC	16.8	14.4	18/34	9.9	10.4	16.7	19.6	33.0	0.0	0.0	9.0
Pension contribution revenues, in % of GDP, 2012, OECD	6.3	3.5	25/34	2.6	4.2	0.0	6.9	9.0	0.0	0.0	2.1
Excluding countries with private contributions only											
Employer and employee contribution rate, in %, 2011, OEC	16.8	19.6	9/25	9.9	10.4	16.7	19.6	33.0	9.0
Pension contribution revenues, in % of GDP, 2012, OECD	6.3	6.3	10/19	2.6	4.2	...	6.9	9.0	2.1
Memorandum											
Old age dependency ratio (aged 65+, in %), 2009, OECD	37.4	24.4	34/34	22.1	21.4	28.2	33.9	33.0	27.4	21.8	16.4

Source: OECD, Pension at a Glance, 2013.

1/ Median poverty gap: fraction of income "at risk of poverty", i.e. below the 50% poverty line.

2/ For Japan, data from MILT.

3/ Data not available for Japan. Difference in the poverty rate when imputed rent is added to the income of homeownership elderly households.

4/ Net pension replacement rate are calculated for low earners (50% of AW average wage) and average earner (100% of AW) as a fraction of the pre-retirement earnings.

Annex Table 4-1. Equity and perception of public expenditures, Japan and OECD countries

Source	Japan and OECD			G20 comparators							
	JPN	OECD Rank		CAN	U.S.	FRA	GER	ITA	U.K.	AUS	KOR
<u>Inequality indicators</u>											
Education											
Homogeneity of PISA score 25th / 75th, 2012, OECD	0.79	0.77	8/34	0.79	0.77	0.75	0.77	0.77	0.77	0.77	0.80
Homogeneity of PISA score 25th / 75th, 2006, OECD	0.77	0.77	12/34	0.79	0.75	0.75	0.76	0.75	0.76	0.78	0.80
Role of social background in PISA performance, 2009, OECD	8.6	14.0	4/34	8.6	16.8	16.7	17.9	11.8	13.7	12.7	11.0
Health											
Perceived health status by income level, 2011, OECD 2/	0.68	0.76	26/33	0.84	0.78	0.82	0.67	0.81	0.78	0.81	0.70
Dispersion in the age of death (std deviation) 2005, OECD	13.7	13.70	10/15	13.8	15.2	14.6	13.0	13.4	13.5	13.8	...
Social protection											
Gini coefficient, 2010	0.34	0.31	26/34	0.32	0.38	0.30	0.29	0.32	0.34	0.33	0.31
Gini coefficient, 2007	0.33	0.31	23/33	0.32	0.38	0.29	0.29	0.31	0.34	0.34	0.31
Ratio S90/S10, 2010	10.7	9.6	27/34	8.6	15.9	7.2	6.7	10.5	10.0	8.9	10.5
Ratio S90/S10, 2007	10.3	9.3	26/33	8.5	15.1	6.8	6.7	9.0	9.8	9.3	10.0
Relative poverty of the elderly, 2011	19.4	12.3	28/34	6.8	18.8	4.5	8.9	10.6	10.5	33.4	48.6
Top income share 1% (pre-tax), Piketty-Saez, most recent	9.6	10.0	9/17	12.3	16.7	8.1	10.9	9.4	15.4	8.9	11.3
<u>Perception indicators</u>											
Education											
Quality of education, Gallup, 2012	56	66	29/34	74	64	67	66	62	78	66	52
Health											
Perceived health status among adults, 2011, OECD	30	67	26/26	68	65	65	78	...	37
Confidence in healthcare, 2011, Gallup	75	71	16/34	75	73	78	91	55	92	81	68
Social security (opinion)											
Favor redistribution, 2005-10 and 2010-14, WVS. 3/	62	60	10/19	56	39	62	71	55	...
Favor unemployment support, 2005-10 and 2010-14, WVS.	66	36	4/19	79	48	69	85	41	...
Oppose aging bias in transfers, World Value Survey. 4/	41	19	10/10	...	26	...	7	16	...
Simple average of confidence in social security 5/	62	54	4/19	68	53	66	83	60	...
Administration											
Confidence in government, 2011, Gallup	17	40	32/34	52	35	44	42	28	47	42	23
Confidence in civil service, 2010, World Value Survey	30	41	17/20	50	45	55	42	40	...	38	...
Confidence in police, 2011, Gallup	74	72	18/34	87	78	74	82	76	76	80	53
Confidence in judicial system, 2011, Gallup	60	50	12/34	57	48	50	61	38	62	58	22
Confidence in tax system, 2010, World Value Survey 6/	82	57	1/20	66	66	48	56	61	...	64	...
Simple average, all of the above	53	53	19/34	62	54	54	57	49	62	56	33
Sources: OECD; World Value Survey; Gallup; author's calculations. Classification in three groups among OECD: Best Med. Worst											

1/ Percentage of score explained by social-background in PISA results.

2/ Ratio of perceived health status of lowest income group to perceived health status of higher income group.

3/ Average: the proportion of respondents favoring redistributive policies dropped from 67 percent in 2005-10 to 56 percent in 2010-14.

4/ Percentage of people who agree with the opinion: "Older people get more than their fair share from the government".

5/ Average of favorable opinions for three above indicators.

6/ Opposed or strongly opposed : "it is justifiable to cheat on taxes if you have a chance"

Table 4-2. Previous experiences and suggested measures to contain expenditures in Japan

Domain	Description
<u>Historical experiences</u>	
1970s	Total Staff Number Law of 1967,
1980-90	"Fiscal Reconstruction" with "Zero Ceiling" in 1982 and "Minus Ceiling" in 1983 for non-social expenditures.
1997-98	Fiscal Structural Reform Act under Prime Minister Hashimoto: cuts of 7-10% for specific programs, education and defense frozen with 0% growth, social expenditures growth contained at 2%. Abandoned 1998.
2001-04	Fiscal reconstruction under Prime Minister Koizumi. Target for fiscal deficit (abandoned 2002). Reform of local public finance ("Trinity Reform" 2003), pension system (2004), cut in welfare expenditures, FILP reform, reduction of public works. Initial reduction targets of 25% for public works and 20% reduction for education.
2009-10	Expenditure reviews under the DPJ governments and interruption of certain stimulus expenditures, of which public work projects, with decreasing yield of the reviews. Non-targeted increase of social transfers.
Social	Pension reforms of 1994 and 2004. Reforms of health care in 1984 and of social security in 1985.
Health	Long-term care reform in 2000, increased focus on preventive care, developing cost-effective home care.
Infrast.	Numerous reviews of public work expenditures throughout the 2000s.
<u>Current plan of the Japanese government 1/</u>	
General	Review of expenditures in GRA, special accounts, and agencies. Eliminate wasteful expenditures.
General	Expenditure prioritization for measures conducive to private demand and innovation.
General	Containment / reduction of Local Allocation Tax grants [to compensate for increase local tax revenues].
General	Enhance PDCA effectiveness (Plan, Do, Check and Act), esp. for measures in place for more than five yrs.
Social	Controlling the overall level of social security expenditure to the extent possible and improve efficiency.
Social	Improve pension efficiency, by resolving the issue of the exceptionally high levels of public pension benefit.
Health	Promotion the use of generic medicine.
Infrast.	Adoption of a "selection and focus" strategy by prioritizing projects with a high return on investment.
Infrast.	Prioritized public works budget for measures against aging infrastructure; reduction of road projects.
Health	Revision of drug prices and medical treatment fees [regular exercise every two years].
Educ.	Prioritization, expansion of support resources and reduction of teachers [neutral in terms of staff].
Agri.	Halving the grants for rice [expenditure neutral, resources to be utilized for financing "multiple functions"].
Social	Enhancing social security, increased expenditure for the "four expenses" (pensions, health, LTC, child-care).
Defense	Procurement reform of defense equipment.
Staffing	Reduction of staff by 10 percent over 2010-14 (gross); net reduction of 2.4 percent (0.4 percent in 2014).
<u>Recommendations of IMF and OECD 2/</u>	
Social	Reduce benefit for wealthy retirees (IMF, 0.25 pts of GDP)
Health	Limit non-pension security spending growth at 1-1.5 percent (IMF, 1 pt of GDP). Cf. details: Gate-keeping, generic drugs, healthy lifestyle, budget caps, strengthening supply constraints (IMF, ~1.1 pts).
General	Curb growth rate of non-social security spending (IMF, 2.5 pts of GDP).
General	Reducing government personnel costs, public investment, and pension benefits [or raise eligibility]. (OECD).
Health	Reduce length of stay in hospitals and tighter control of supply driven elements (OECD)
Educ.	Reduce spending per student at the primary and secondary levels, above the OECD average (OECD).
Educ.	Integrate childcare and kindergarten to reduce costs, consolidate universities [small internat. size] (OECD).
Salaries	Reduce teacher salary (higher than other civil servants) and civil servant salaries (higher than avg.) (OECD).
Social	Better targeting social expenditures towards population at risk (OECD).

Source: Miyazaki (2006); IMF; OCDE; Japanese authorities;

1/ Quotes from "Basic Framework for Fiscal Consolidation", CAO, 2013; "Highlights for the 2014 budget", MOF.

II. COUNTERCYCLICAL STIMULUS AND LONG-TERM SUSTAINABILITY: INSIGHTS FROM A FISCAL SVAR FOR FRANCE⁴

A. Introduction

46. **At this time when fiscal policy instruments are called into action, it is useful to take stock of their effectiveness.** This chapter presents new estimates of fiscal multipliers for France, while comparing those with earlier estimates obtained for France and comparator countries. Estimates of fiscal multipliers can help shed some light on two pressing policy questions: what is the output impact of countercyclical fiscal policy? And when the recovery is underway, how best to implement the necessary fiscal consolidation?

47. **This chapter uses a Structural Vector Auto Regression (SVAR) model to estimate fiscal multipliers and derive policy recommendations for countercyclical policy and for preserving long-term sustainability.** In a seminal paper, Blanchard and Perotti (2002) propose a methodology to identify fiscal policy shocks which allows to derive stylized facts about their effectiveness. The framework has since been extended by Perotti (2002) and Favero and Giavazzi (2007). In particular, the latter paper explicitly integrates a debt feedback rule into the model. I apply this recent methodology to French data over the past thirty years. As the VAR methodology is essentially backward-looking, giving an average response of the economy to a fiscal shock, conditional of the specific environment prevailing during the sample period, I also discuss whether fiscal multipliers might have changed and to what extent historical estimates of multipliers could be modified in the current environment.

48. **The chapter is organized as follows.** Section B presents the methodology and the data used. Section C presents estimates of fiscal multipliers in a model with or without debt feedback. Section D discusses the results, and section E concludes.

B. Methodology and Data

Theoretical setup

49. **Two broad set of methodologies have been used to assess the impact of fiscal policy shocks.** One relies on structural macroeconomic models, the other on econometric estimations. Both have specific advantages and drawbacks, one often the mirror image of the other. Structural macroeconomic models are founded on a well-specified theoretical framework and, depending on the level of detail of the model, allow to capture the impact of very specific shocks (e.g. decrease of social security contribution on wages) and to follow the propagation of the shock throughout the variables of interest included in the model. However,

⁴ Prepared by Brieuc Monfort.

despite efforts at calibrating accurately the models, they may rely on theoretical assumptions that are too strong and not validated by the data. While the broad results of structural macroeconomic models are similar, a comparison of the results of models used in different international organizations show occasionally some significant differences (see IMF, 2008; and Laxton, 2009).⁵

50. Econometric models allow to capture the average historical response to the impact of specific shocks. In contrast to macroeconometric models, econometric methods, such as VAR, do not rely so strongly on theoretical assumptions but allegedly let the data “speak for itself.” One main difficulty is the correct identification of the shocks. Here also, two main approaches can be distinguished. The first relies on event studies, which aim at capturing pure exogenous shocks, either for expenditure (such as war build-ups, as in Ramey and Shapiro, 1998) or for revenue (regulatory changes of tax policy, as in Romer and Romer, 2007). This may require constructing a very detailed and time-intensive information set on the chronology and the size of the shocks, but does not completely avoid the issue of exogeneity. The second approach consists in deriving the policy shocks as the residuals of a VAR model, and imposes a structural interpretation to the residuals to avoid their autocorrelation. Building on earlier models applied to monetary policy, Blanchard and Perotti (2002) have pioneered the extension of the SVAR methodology to fiscal policy. Whether this method truly captures reduced-form shocks is the object of a lively debate between the proponents of the two approaches. Both econometric methods have the main drawback of being backward-looking, namely reflecting the average economic conditions over the period of estimation.

51. The originality of the Blanchard-Perotti SVAR model is to use institutional information to impose a structural interpretation on the residuals. They estimate a VAR with only three variables (government revenues, government expenditures, output). Standard residuals of the VAR are correlated, because of the effect of output on revenues—the “automatic stabilizer” effect—and the opposite impact of revenues on output—the multiplier impact that the model attempts to measure. Using institutional information on the spontaneous reaction of revenues to an output shock and under the assumption of no reaction of expenditures to an output shock within the same quarter (reflecting institutional delays in deciding or implementing a policy response) allows to construct reduced-form uncorrelated residuals.

52. The basic specification is the following. Let Y_t be the three-variable VAR (with revenues t_t , expenditures g_t , and output x_t - with all variables in logarithms), and k the

⁵ The third chapter of this Selected Issues Papers presents an illustration of the insights derived from one such model, the GIMF model used at the IMF (Yakadina and Yontcheva, 2009).

number of lags in the VAR:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + U_t \quad \text{with} \quad Y_t = \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ x_t \end{pmatrix} \quad (1)$$

where U_t is the vector of standard residuals of the VAR. The methodology consists in finding two matrices, A and B , such that:

$$A U_t = B E_t \quad (2)$$

in which E_t is a vector of uncorrelated structural residuals.

53. The construction of the structural residuals relies on a combination of institutional information and assumptions. Specifically, it relies on the construction or estimation of a number of parameters such that:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \eta_{TY} \\ 0 & 1 & \eta_{GY} \\ \hat{c}_1 & \hat{c}_2 & 1 \end{pmatrix} U_t = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{GT} & 0 \\ \beta_{TG} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} E_t \quad (3)$$

For example, the spontaneous response of revenues to output η_{TY} uses information on the elasticity within the same quarter of each tax base to output shock, η_{BiY} , and of the tax revenue itself to the tax base, η_{TBi} . The response of the aggregate revenues to an output shock is then constructed as a weighted average: $\eta_{TY} = \sum w_i \eta_{TBi} \eta_{BiY}$. The assumption of no contemporaneous response of expenditures to output within the same quarter ($\eta_{GY}=0$) reflects the delays needed to respond to output shocks; for example, in some countries, different layers of government or procurement rules can delay the implementation of a countercyclical investment stimulus well beyond a year. The reduced form output shock is then constructed by instrumental variables, using the cyclically adjusted shocks. Finally, obtaining an identification of the reduced-form residuals requires another assumption on whether expenditure shocks are determined before or after revenue shocks ($\beta_{GT}=0$ or $\beta_{TG}=0$); results could be presented using the two different assumptions.

54. Successive SVAR models applied to the analysis of fiscal policy have allowed to gradually broaden the original model. Perotti (2002) extends the original methodology to encompass price and interest rate feedbacks. He uses similarly institutional information to estimate reduced form residuals for the two additional variables. For example, the contemporaneous response of social benefits in real terms to price is assumed to be -1, since social benefits are usually not indexed to inflation within the same quarter.

55. **One criticism of standard fiscal SVAR models is that they fail to account for debt dynamics.** Blanchard and Perotti acknowledge that it is one of the two “crimes” committed in their paper (the second being ignoring the Lucas critique). Favero and Giavazzi (2007) argue that traditional SVAR fail to keep track of the consequent debt developments and overlook the possibility that fiscal variables might respond to the debt variable, as the debt ratio evolves over time. As a consequence, the error terms captured by the SVAR include not only the exogenous fiscal shocks but also the responses of taxes, spending, and long-term interest rates to a debt shock. In the empirical part of their paper, they find that introducing debt dynamics tends to reduce the size of multipliers.⁶

56. **In practice, the Favero-Giavazzi method relies on estimating feedback effects of debt while introducing a debt accumulation equation.** Debt variables are included in the VAR while an additional accounting equation is added to close the model and to derive impulse responses for the VAR. Specifically, equation (1) is modified as follows:

$$\begin{cases} Y_t = \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i d_{t-i} + E_t \\ d_t = \frac{1 + i_t}{(1 + \Delta x_t)(1 + \Delta p_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g'_t) - \exp(t_t)}{\exp(x_t)} \end{cases} \quad (4)$$

where d_t is the debt-to-GDP ratio and g'_t is the logarithm of primary expenditures. The impulse response function is computed differently than in a standard VAR. It requires first creating a baseline by solving the model dynamically forward without shock. Then, each specific variable of the VAR is subject to a shock, and the model is again solved dynamically forward. The impulse response is deduced from the difference between both scenarios. The dynamics in play here is non-linear as it depends on the initial level of debt.

57. **A broad set of results using traditional fiscal SVAR models is already available.** Most of the fiscal SVAR methodology has been developed and applied to data for the United States for the past forty-fifty years, which allows for a better comparability of the results (Blanchard-Perotti, 2002; Perotti, 2002; or Favero-Giavazzi, 2007). Perotti (2002) extends the methodology to five countries, including three European countries. Specific studies using the same methodologies have also been done for a number of other European countries. On France, Biau and Girard (2006) applies the SVAR methodology in a VAR with five variables as in Perotti (2002). Their paper presents, however, two marginal differences with the rest of the literature: due to data availability, the sample period is shorter, starting only at the end of

⁶ Interestingly, the increment in debt, rather than the level itself, matters for the VAR, a result similar to the one obtained by Dai and Philippon (2005) in different setup with a yield curve added to the traditional fiscal VAR. They interpret this as meaning that today's deficit is the best proxy for tomorrow's debt.

the 1970s; and the main aggregates are differentiated, thus losing some possible information from the level of the variables. In another VAR setup for France, Boissinot, L'Angevin, and Monfort (2004) introduce a debt feedback, but as the focus of their paper is more on the debt dynamics than on the measure of fiscal multipliers, a simpler Cholesky ordering is applied to the residuals rather than the more elaborate structural interpretation *à la* Blanchard-Perotti.

Data

58. **The sample period covers the past 30 years.** The data used are quarterly data spanning over 1978Q1-2007Q4. To the five original variables of Perotti (2002), i.e. real GDP, government expenditures, government revenues, inflation proxied by the change of the GDP deflator, and interest rate—is added a debt variable. National accounts data from INSEE is complemented by data from the quarterly database of the OECD. In particular, government expenditures on goods and services come from INSEE but the remaining fiscal data comes from the OECD. GDP and fiscal aggregates are deflated by the GDP deflator. The debt variable is the gross public debt consistent with the Maastricht definition. As quarterly debt data are not available before 1995, the chapter uses the methodology exposed in Boissinot, L'Angevin, and Monfort (2004) to construct a quarterly debt stock for the sample period. Annex Figure 1 presents the main variable of interest.

59. **The definition of the variables is tailored to the estimation strategy.** The definition of fiscal variables varies significantly across different papers. Most the SVAR literature on the impact of fiscal policy focuses on government expenditures on goods and services on one side, and on taxes net on transfers on the other (Blanchard-Perotti, 2001; or Biau-Girard, 2005). In Favero-Giavazzi (2007), by contrast, the definition of the fiscal variables is determined by their need to construct a debt accumulation equation. They thus focus on primary current expenditures and on net taxes. This consideration leads them also to focus on the implicit interest rate on government debt, rather than on the monetary policy rate.⁷ I follow the same methodology as Favero-Giavazzi (2007). The robustness of the results to alternative definitions of the fiscal variables is also discussed.

⁷ The interpretation of the interest rate in the Favero-Giavazzi setup is thus slightly different than in the Perotti setup: in the latter, the interest rate captures principally monetary policy shocks, as the variable of interest is a short-term interest rate; by contrast, in the former, the implicit interest rate on debt is a weighted average of short and long term interest rates, providing a less clear-cut interpretation. Dai and Phillipon (2005) provides another framework with debt feedback on fiscal variables, with an explicit discussion of the impact on the yield curve through the introduction in their estimation of both a short- and long-term interest rates.

Model specification

60. **As the variables of interest are non-stationary, a cointegrated VAR setup is considered.** The time series of the chapter are integrated of order one in levels, but stationary in differences (see Annex Table 1). Thus a cointegrated system seems the most appropriate approach to estimate the SVAR, without discarding valuable information present in the level of the variables. Blanchard and Perotti (2002) estimate their SVAR model either with a cointegration vector or after detrending the time series. Biau and Girard (2006) estimate a VAR in differences, as they argue that it is difficult to provide a meaningful economic interpretation to the cointegration vectors present in the econometric system. While there is strong suggestion that most other studies use a SVAR model in levels, the exact treatment applied to the non-stationarity of the variables is often unclear. For robustness and for comparability with the Biau-Girard paper, results from a SVAR model in differences are also discussed.

61. **The specification of the VAR is determined using traditional tests.** The lag structure of the VAR is determined by information criteria (AIC, BIC). In the preferred specification, four lags of the VAR are considered. The number of cointegration relations is determined by the trace and eigenvalue tests. The specification of the SVAR is not affected by the inclusion of the debt variable on the right hand side as in equation (4). In the preferred specification, four cointegrated relations are retained. No specific constraints are imposed on the form of the cointegration vector. The number of cointegration vectors seems large, since one could expect to find at least two stochastic trends, one for the drift of real GDP reflecting productivity and factor accumulation, and the other for the trend decline of the inflation rate over the period considered. Eyeballing the data suggests a number of candidates for the cointegration relations, notably the real interest rate, broadly constant over the period; the fiscal deficit or some weaker form of relationship between expenditures and revenues; and the broad stability of revenue or expenditure-to-GDP ratios over the period considered.

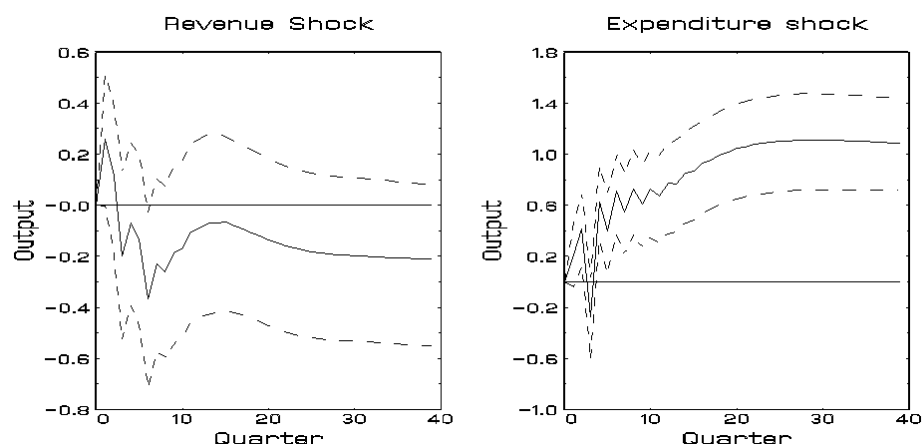
62. **Structural residuals seem to adequately capture the main fiscal policy changes over the sample period.** Annex Figure 2 presents the structural residuals of the SVAR and indicates notable fiscal policy changes using the chronology established by Biau-Girard. They show that the largest residuals generally capture policy changes. In addition, the structural residuals are broadly similar in the models with or without debt feedback.

C. Fiscal Multipliers in a Model With or Without Debt Feedback

Baseline fiscal multipliers

63. **Estimates in a model without debt feedback give a peak multiplier of 1.1 for expenditures and 0.3 for revenues.**⁸ The expenditure multiplier rises gradually from 0.4 after a year to 0.6 after two years and to a peak value of 1.1 after six years before declining slightly. The revenue multiplier peaks after eight quarters around 0.3, then declines to a long-term value of 0.2. During the first year, the sign of the multiplier is positive, implying that a tax increase induces an *increase* in GDP. While the hierarchy between revenue and expenditure multipliers is somehow comparable to that obtained in other studies, other results are surprising, e.g. the extremely gradual rise of the expenditure multiplier, suggesting long delays for the negative feedbacks from interest rate and prices to kick-in; the non-standard value of the revenue multiplier during the first year; and the undulation of the revenue multiplier over time. Note also that the peak revenue multiplier is significantly different from zero at the 10 percent level only around eight quarters. By contrast, after six quarters, the expenditure multiplier is significantly different from zero at the 10 percent level.

Figure II-1. Impulse Response Functions to Fiscal Shocks in Baseline Model



Source: Fund staff estimates.

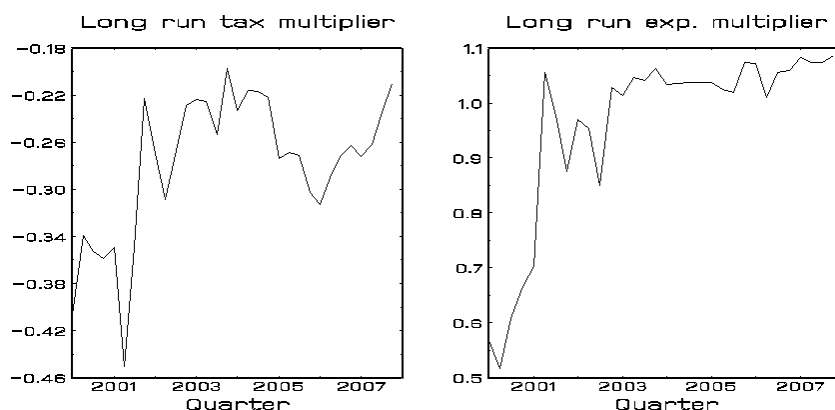
NB: Dotted lines represent the confidence intervals at 10 percent; the impulse responses present the impact of a temporary one unit shock of the fiscal variables on the level of output.

⁸ For simplicity, the text and the in-text table refer to the multiplier impact for an *expansionary* fiscal shock (expenditure increase but tax *decrease*). The expected sign for the Keynesian multiplier is thus positive, while a negative multiplier indicates that possible Ricardian effects dominate. By contrast, all the charts show the impact of a one-off *positive* shock of each variable (increase of GDP by one percentage point, increase of fiscal revenues or expenditures by 1 percentage point, increase of inflation or interest rate by 100 basis points).

64. **The results are broadly robust under alternative assumptions.** Peak multipliers are broadly similar when using different assumptions, such as restricting the model to the same sample as Biau-Girard i.e. 1978-2003; when using the fiscal variables and GDP in growth rates instead of levels, again as Biau-Girard; or when using only a SVAR with three variables as in the Blanchard-Perotti paper, in which case the peak tax multiplier is slightly higher at 0.5.

65. **Recursive estimation also shows a broad stability of the multipliers over the past five years.** One preliminary way to estimate, within a traditional SVAR model, the impact of the debt level is to see whether the long-run multipliers are affected by the estimation period. The short sample available prevents from estimating the model over different sub-samples. One could, for example, expect the multiplier to decrease when more recent data (with the debt ratio hovering over 60 percent since the early 2000s) is included. However, recursive estimations (by gradually shrinking the sample period) show that model estimates are broadly similar whether the past five years are included or not. By contrast, estimates change drastically when the model is only estimated over 1978-2001, with the tax multiplier being higher but the expenditure multiplier being lower. Given the contrasting evolution of the tax and expenditure multipliers, we interpret this more as evidence of the poor statistical properties of the model over a reduced sample, than as a change of the estimates because of the higher debt level.

Figure II-2. Recursive Estimation of Long-Term Fiscal Multipliers

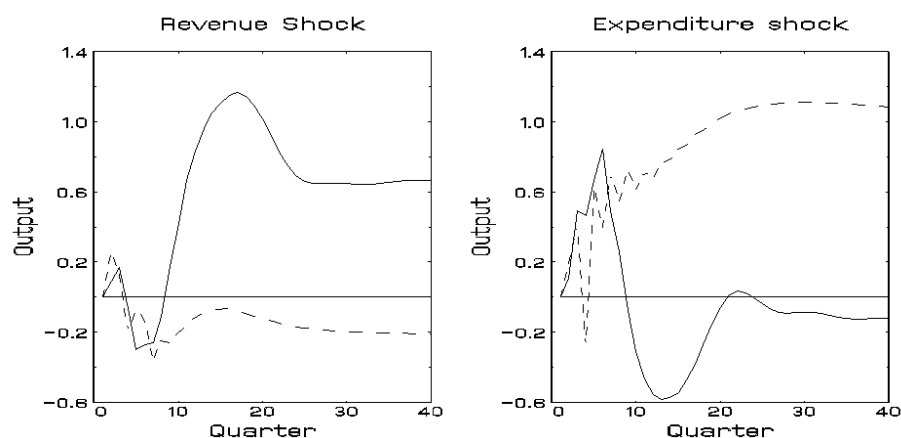


Source: Fund staff estimates.

Fiscal multipliers with debt feedback

66. **Introducing a debt feedback leads to broadly similar results in the short run but to strikingly different results in the long run.** In the short term, the results are similar to those obtained in the Perotti (2002) setup. Tax multipliers are lower than expenditure multiplier (0.2 vs. 0.8). By contrast, expenditure multipliers become negative, then null. Tax multipliers turn negative after eight quarters and remain negative in the long run (consistent with an interpretation in terms of expansionary fiscal consolidation).

Figure II-3. Multipliers in Baseline Model (dotted lines) and Model with Debt Feedback (solid lines)



Source: Fund staff estimates.

67. **The results of the model with debt feedback need to be taken with caution for a number of reasons:**

- The contrast between the results of both models are sharper than the difference obtained for the United States by Favero-Giavazzi (2007), where the efficiency of fiscal instruments is only marginally reduced but not cancelled or reversed.
- The coefficients of debt in some of the equations of the SVAR display occasionally an unexpected sign; for example, it is possible that the negative sign of the debt variable in the interest rate equation may capture the historical combination of the decline of nominal interest rate while debt increases.
- The impulse response functions present a significant cyclicalities which is difficult to explain and may reflect some misspecifications.
- In general, as illustrated in Table 1 below, SVAR results may vary significantly from one study to the next, depending on the time period or the variables considered.

68. **However, one result that stands out across models and specifications is the hierarchy between expenditure and revenue multipliers.** The long-term expenditure multiplier for France found here in the model without debt is on the high side compared to a sample of other G7 countries, but lower than the value found by Biau-Girard (2005). By contrast the long-term expenditure multipliers in the model with debt are comparable to results found by different authors for Italy, Spain or the U.K. The expenditure multiplier based on the Ramey and Shapiro (1998) event study for the U.S. tends to be higher in the short term but lower in the long term, but it is uncertain whether this result can be generalized given the specificity of the shocks studied (mostly military expenditures). In the baseline

model, the peak revenue multiplier is higher than in most other studies. One exception, are the results of Romer and Romer (2007), based not on a SVAR model, but on event study, and which found a much larger revenue multiplier.

Table II-1. Survey of Fiscal Multipliers 1/

Country	Author (s)		Period		Expenditure			Revenue		
					One year	Peak	Long term	One year	Peak	Long term
SVAR models										
France	This study	w/o debt	1978	2007	0.62	1.11	1.08	0.07	0.37	0.21
		with debt	1978	2007	0.40	0.80	-0.10	0.00	0.20	-0.80
France	Biau Girard, 2005		1978	2003	1.40	2.00	0.80	0.10
U.S.A.	Blanchard-Perotti, 2002		1947	1997	0.85	1.41	0.69	0.64	0.71	-0.11
U.S.A.	Perotti , 2002		1961	2000	0.29	1.05	0.96	0.66	0.75	0.53
U.S.A.	Favero-Giavazzi , 2007	w/o debt	1980	2006	0.16	0.80	1.43	0.00	0.17	0.27
		with debt	1980	2006	0.13	0.71	1.28	-0.01	0.28	0.65
Germany	Perotti , 2002		1961	1989	0.96	1.30	0.94	0.46	0.98	-0.05
Germany	Heppke-Falk et al., 2006		1974	2004	0.62	1.23	0.38	-0.08	-1.51	-1.51
UK	Perotti , 2002		1964	2001	-0.04	0.30	-0.06	-0.05	-0.21	-0.24
Italy 2/	Giordano et al., 2007		1982	2004	0.25	0.50	-0.25	0.08	0.16	0.05
Spain	Castro et al., 2007		1994	2004	0.10	0.20	-0.10	0.00	0.04	-0.10
Event studies										
U.S.	Romer-Romer, 2008							1.20	2.80	2.70
U.S. 3/	Ramey-Shapiro, 2002				1.50	...	-0.20			
Macroeconometric models										
France	Mesange , 2001				1.30	0.45
France	GIMF, 2009				1.06	0.38

Source: as indicated and Fund staff estimates.

1/ The table presents the impact of an expansionary fiscal shock of one unit (expenditure *increase*, revenue *decrease*).

2/ Impact on private GDP.

3/ Military spending only.

D. Discussion of the Results

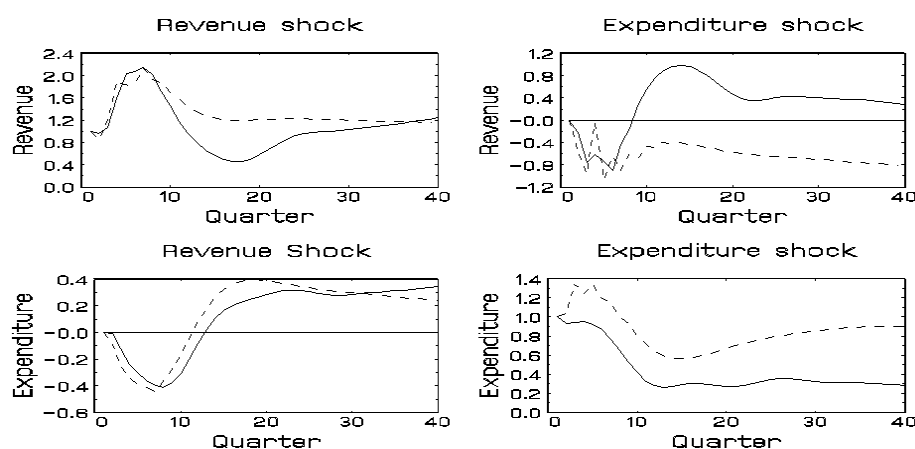
69. **The results suggest consistently that the most effective way to stimulate the economy is through expenditure increase rather than through a tax cut.** The higher “bang for the buck” in the short term of an expenditure increase suggests that this should be the preferred instrument to inject a countercyclical stimulus. This hierarchy is maintained also in the long run in both models. The model without debt suggests a lasting impact of an expenditure increase (1.08) against a smaller one for a tax cut (0.20). The model with debt suggests that an expenditure increase is almost neutral (-0.10) while a tax cut would have a significant negative output impact (-0.80), possibly because of Ricardian effects.

70. **The model also illustrates some of the lessons derived by Kumar, Leigh, and Plekhanov (2007) from numerous experiences of fiscal consolidation across the world.** For example, they find that fiscal consolidations can be expansionary provided they do not rely on cutting productive public expenditures. The models here also suggest that expenditure

cuts could be harmful in the short run, while being mildly expansionary in the long run in the setup that fully integrates the impact of debt feedback. They also conclude that most consolidations were launched during economic downturns or the early stages of recovery. Provided the consolidation strategy rely on a low “bang for the buck,” it would indeed avoid hurting the recovery while delivering high fiscal payoffs. For example, raising some taxes (which have a lower tax multiplier) would have little negative impact on growth. Prime candidates for consolidation seem France’s large tax expenditures, which should be evaluated both from an economic efficiency and equity point of view. Beyond that, however, there is little scope for consolidation through tax hikes, given the already high tax ratio. In addition, historical experience shows that fiscal adjustments that rely on cuts in current expenditures tend to be more durable than revenue-based consolidations.⁹

71. **The impulse response of the VAR also suggests revenue and expenditure shocks are highly persistent, with revenue shocks possibly slightly more so.** In both models, a one-off increase in revenue by 1 percentage point of GDP leads to a long-term increase of 1.2 percentage point. By contrast, expenditure shocks seem to be less persistent but this depends on the model: in the model without debt, about 4/5 percent of a one-off expenditures shock remains in the long run, against only 1/5 percent in the model with debt feedback. The model with debt also suggests that any increase in expenditure tends to give rise to an offsetting increase of revenues, but while the additional expenditures are broadly matched in the medium run, in the long run only a third of the additional expenditures are covered by new revenues.

Figure II-4. Impulse Responses of Fiscal Shocks on Themselves
in Baseline (dotted lines) and Extended Models (plain lines)



Source: Fund staff estimates.

⁹ More specific recommendations on fiscal consolidation—on which the SVAR results could offer no insights—are also worth mentioning. For example, Kumar, Leigh, and Plekhanov (2007) also find that a number of episodes of consolidation were accompanied by policy coordination at different tiers of government; structural reforms, including the introduction of medium-term framework; and reforms of health and pension benefits.

72. How valid are the multipliers estimated in this chapter for the current crisis?

There is a lively debate about whether historical fiscal multipliers as derived from econometric estimates are of any use to assess the impact of fiscal policy in the current crisis. Some expect multipliers to be larger because of the large unutilized capacity which would limit the subsequent crowding out of the private sector; because of the dysfunctionality of the credit market which constrains the availability of credit to households and thus raises their propensity to consume out of income; or because of a possible confidence effect of fiscal policy allowing the economy to jump from a low to a high confidence equilibrium. By contrast, multipliers could be lower if Ricardian effects dominate and doubts about the long-term sustainability of public debt raise household savings, while the poor state of household and corporate balance sheets would force them to consolidate. The results of the SVAR models suggest that these considerations are not necessarily mutually exclusive, since low or negative long-run multipliers may indicate Ricardian behavior, without cancelling out the positive short-term impact of countercyclical policy.

E. Conclusions

73. This chapter finds that introducing a debt equation reduces significantly the size of multipliers. In the baseline model without debt, spending multipliers are larger than tax multipliers, in line with comparator results. By contrast, when a debt equation is introduced, while short-term multipliers are not modified, long-term expenditure multipliers go to zero, and long-run tax multipliers turn negative. While the results with the debt equation need to be interpreted with caution, overall results suggest the following policy implications:

- In the short run, a stimulus based on increasing expenditures is more efficient than one based on tax cuts.
- Over the long run, however, and taking into account the debt feedback, a consolidation based on expenditures does not have a negative impact on activity. Negative long-run tax multipliers would suggest that considerations of fiscal sustainability may dominate the countercyclical impact of a tax cut.

References

- Allard-Prigent, Celine, Cedric Audenis, Claire Berger, Nicolas Carnot, Sandrine Duchêne and Fabrice Pesin, 2002, “Présentation du modèle MESANGE,” Document de travail de la Direction de la Prévision.
- Blanchard, Olivier, and Roberto Perotti, 2002, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Deficit and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (November), pp. 1329–68.
- Biau, Olivier, and Elie Girard, 2006, “L’apport d’un modèle VAR structurel,” *Economie et Prévision*.
- Boissinot, Jean, Clotilde L’Angevin, and Brieuc Monfort, 2004, “Public debt sustainability: some results for the French case,” Document de travail de l’INSEE.
- Castro, Francisco de, Pablo Hernandez de Cos, “The Economic Effects of Fiscal Policy: The case of Spain,” *Journal of Macroeconomics*, 2007.
- Dai, Qiang and Philippon, Thomas, 2005, “Fiscal Policy and the Term Structure of Interest Rates,” NBER Working Paper No. W11574.
- Favero, Carlo, and Francesco Giavazzi, 2007, “Debt and the Effects of Fiscal Policy,” NBER Working Paper No. 12822.
- Kumar, Manmohan, Daniel Leigh, and Alexander Plekhanov, 2007, “Fiscal Adjustments: Determinants and Macroeconomic Consequences,” IMF Working Paper No. 07/178.
- Heppke-Falk, Kirsten, Jorn Tenhofen, and Guntram Wolff, 2006, “The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis,” Deutsche Bundesbank, Discussion Paper #41.
- IMF, 2008, “Fiscal Policy as a Countercyclical Tool,” World Economic Outlook, October.
- Laxton, Doug, 2009, “Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models,” IMF, mimeo.
- Perotti, Roberto, 2002, “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries,” ECB Working Paper.
- Ramey, Valerie, and Matthew Shapiro, 1998, “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 48 (June), pp. 145–94.

Romer, Christina, and David Romer, 2007, “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks,” NBER Working Paper No. 13264.

Yakadina, Irina, and Boriana Yontcheva, 2009, “Recession and Recovery: Automatic Stabilizers and Discretionary Fiscal response in France,” IMF, France: Selected Issues.

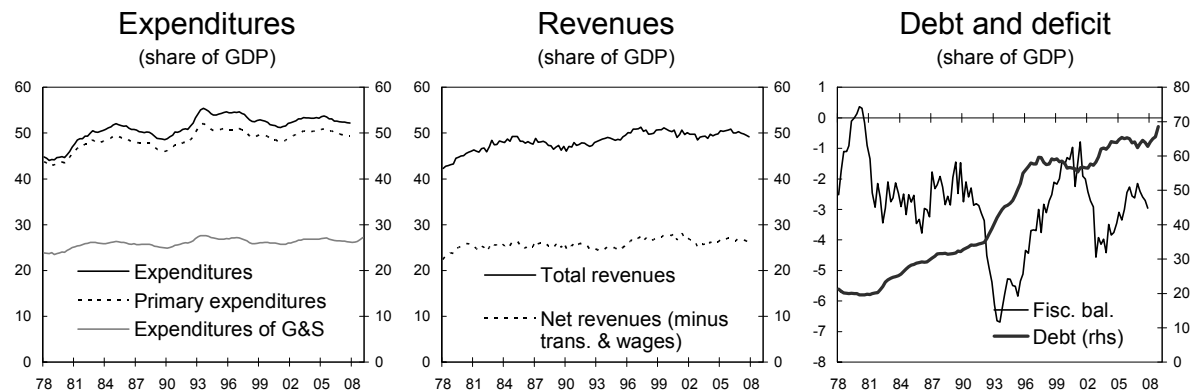
Annexes

Annex Table 1: Stationarity Tests and Order of Integration of the Variables

	ADF test			KPSS		
	Level	First diff.	Order integ.	Level	First diff.	Order integ.
Real fiscal expenditures	-1.92	-4.09	I(1)	0.26	0.06	I(1)
Real fiscal revenues	-1.73	-5.99	I(1)	0.10	0.06	I(0)
Real GDP	-0.12	-4.11	I(1)	0.08	0.05	I(0)
Inflation	-2.94	-7.87	I(0)	0.41	0.03	I(1)
Interest rate	-0.83	-5.08	I(1)	0.11	0.09	I(0)
Debt	-1.67	-4.48	I(1)	0.12	0.13	I(0)

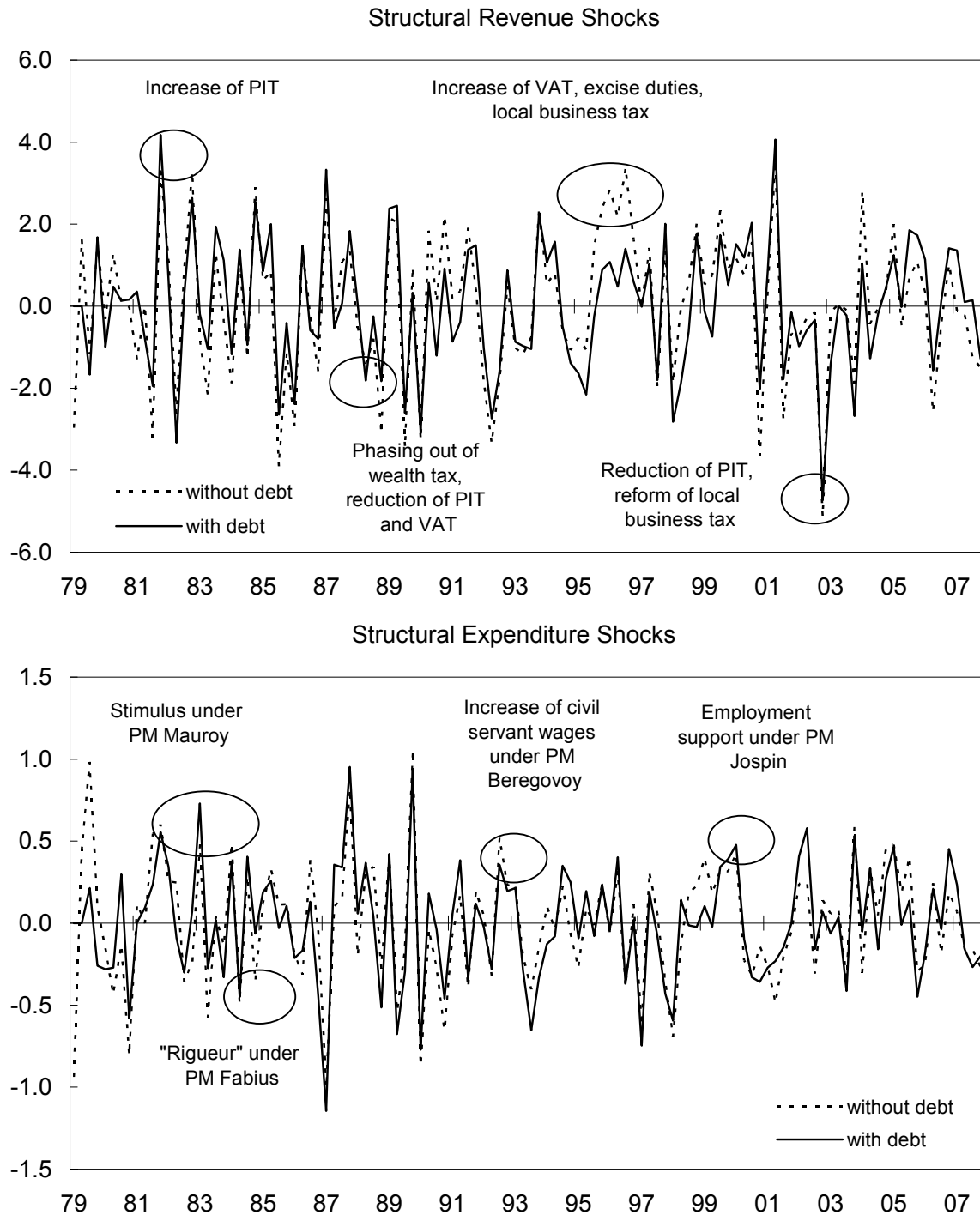
Source: Fund staff estimates.

Annex Figure 1. Variables of Interest

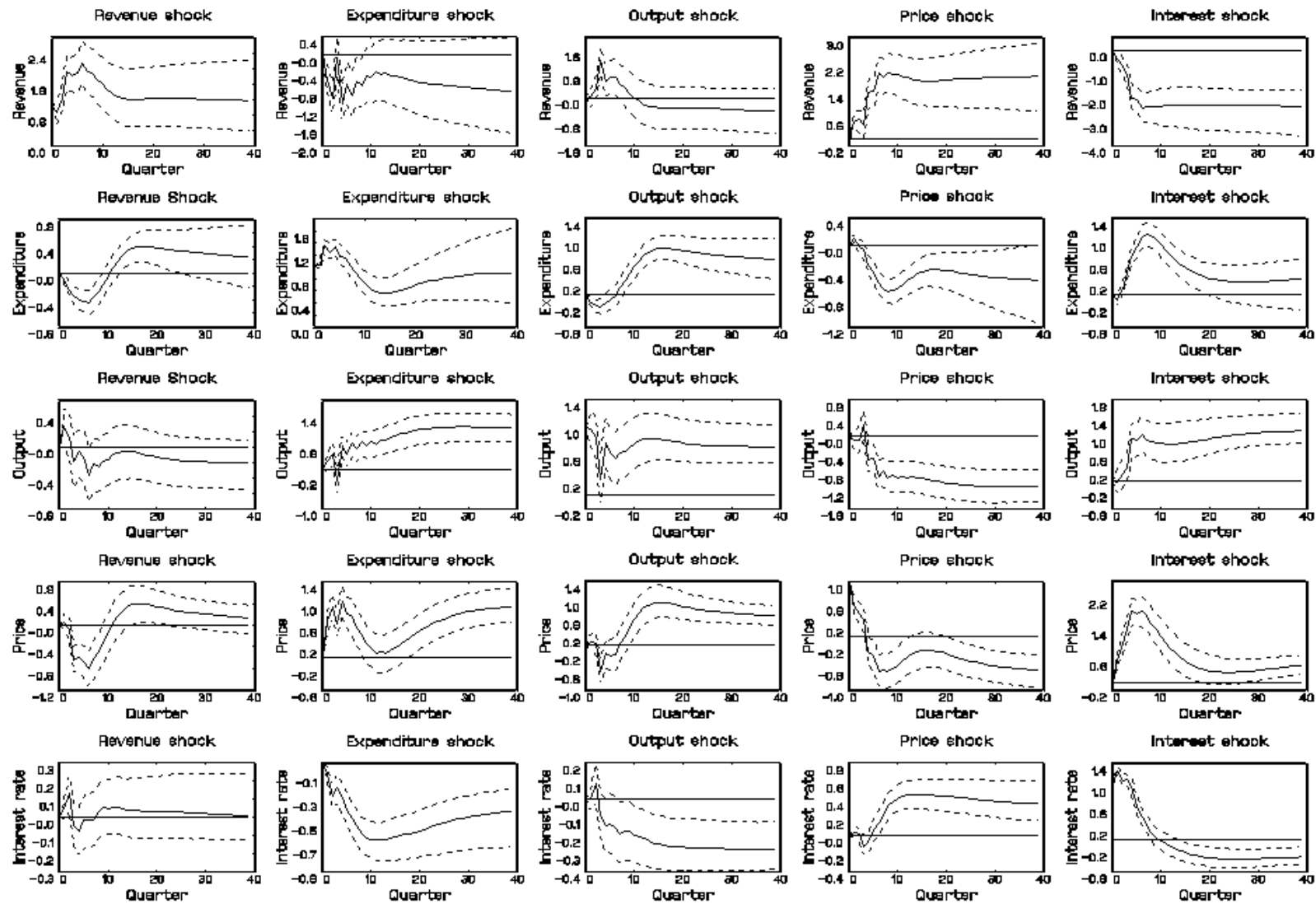


Source: Fund staff estimates.

Annex Figure 2: Structural Revenue and Expenditure Shocks

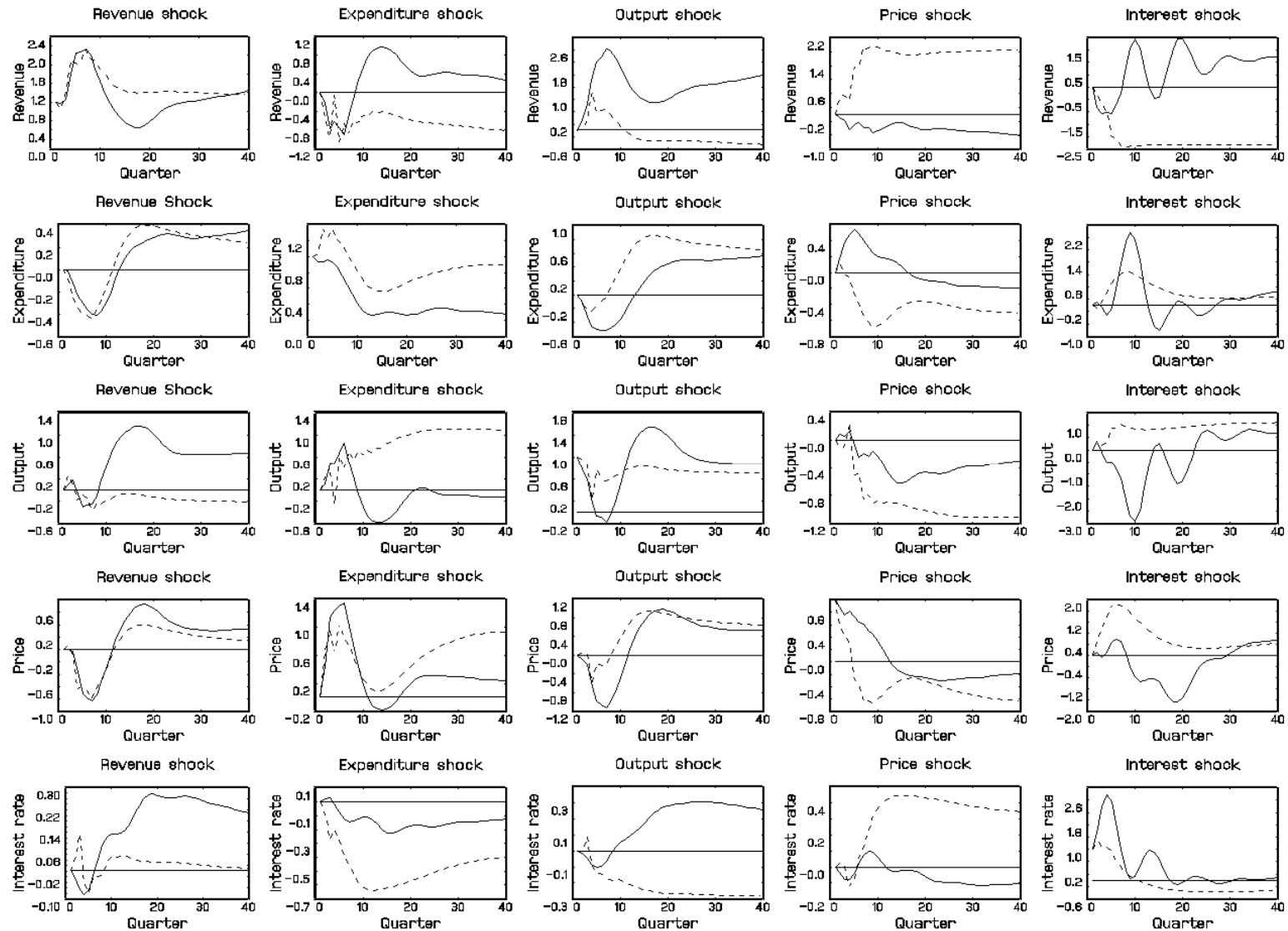


Annex Figure 3. Impulse Response Functions in the Model Without Debt



Source: Fund staff estimates.

Annex Figure 4. Impulse Response Functions in the Model With Debt



Source: Fund staff estimates.

NB: Dotted lines represent the results in the baseline model, the solid line the results in the model with debt feedback.

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2004 / 10

**Public Debt Sustainability:
Some Results on the French Case**

**Jean BOISSINOT, Clotilde L'ANGEVIN
et Brieuc MONFORT**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2004 / 10

Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case

**Jean BOISSINOT* - Clotilde L'ANGEVIN*
Brieuc MONFORT****

DÉCEMBRE 2004

We thank Didier Blanchet, Stéphane Grégoir, Guy Laroque
and Jean-François Loué for their comments.

We are grateful to Didier Lefebvre for his help with the data.

We thank participants at the 2004 International Conference on Policy Modeling -
Ecomod (Paris), the 2004 annual meeting of the French Economic Association and
seminar at INSEE for their reactions to an earlier version of this paper.

The views expressed in this paper are our own and do not necessarily reflect
those of INSEE. Any remaining errors or omissions are our responsibility.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex

** Faisait partie du D3E au moment de la rédaction de ce document.

Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case

Abstract

In France, government debt steadily rose from just below 20% of GDP in 1980 to more than 60% today. This raises concerns about the sustainability of public finances *i.e.* whether the government's intertemporal budget constraint can be satisfied without a major change in fiscal policy practices and orientations.

Public finance developments in France between 1978 and 2002 are found to be weakly sustainable. Contrary to a situation of strong sustainability, where, in the long run, changes in government revenues and spending match, there has been a persistent gap between public spending and revenues developments. The dynamics of public debt is captured by breaking down the growth of government debt into different components within a cointegrated VAR model. This enables us to identify the trends that explain the strong persistence in the growth

Keywords: government debt, intertemporal budget constraint, sustainability, cointegrated VAR model

La soutenabilité de la dette publique : Quelques résultats pour la France

Résumé

Depuis 1980, la dette publique française est passée d'un peu moins de 20% du PIB à plus de 60% aujourd'hui. Hormis durant la dernière phase de bonne conjoncture entre 1999 et 2001, cette progression a été continue. On peut se demander si cette évolution est soutenable, c'est à dire si l'Etat peut respecter sa contrainte de budget intertemporelle sans changer l'orientation de la politique budgétaire et ses pratiques.

Entre 1978 et 2002, la politique budgétaire a été faiblement soutenable. On observe un écart persistant entre les évolutions des recettes et des dépenses, à la différence d'une situation de soutenabilité forte dans laquelle ces évolutions se compensent exactement. En modélisant la dynamique de la dette publique dans un VAR cointégré, on peut identifier les tendances à l'origine de cette dérive (principalement, la faiblesse de la réaction des recettes aux évolutions des dépenses et un « effet boule de neige »).

Mots-clés : dette publique, contrainte de budget intertemporelle, soutenabilité, modèle VAR cointégré

Classification JEL : E61, E62, H62, H63

1 Introduction

Over the past thirty years, OECD countries have exhibited a pattern of persistent public deficits along with a strong increase in public indebtedness. This episode raises concerns about the sustainability of fiscal policies. The debate took a new turn with the creation of the Economic Monetary Union (EMU) in Europe and the implementation of the Stability and Growth Pact (SGP) that strictly constrains the conduct of fiscal policy for EMU member states. Indeed, many European countries (including Germany since 2001 and France since 2002) have crossed the 3% "reference value" set for the public deficit/GDP ratio. Government debt has kept increasing, sometimes going beyond the 60% limit set for the debt/GDP ratio by the SGP.

When facing downturns in economic activity, using public deficits boosts spending in the short run and therefore helps smooth fluctuations and limit slowdowns. However, when these deficits lead to an accumulation of debt in the long run, public indebtedness can reduce domestic investment, thereby weakening growth. Although increasing aggregate demand in the short run and evicting domestic investment in the long run are probably the main effects of an increase in government debt, other effects exist, mainly unfavorable. Particularly, a growing debt may exert an upward pressure on long term interest rates, exacerbating the eviction of domestic investment and reducing future latitude in government fiscal policy through an increase of the debt burden. Eventually, inflationary and default risks are likely to raise as debt monetization and default emerge as possible options to stop debt accumulation.

A fiscal policy is said to be sustainable if no drastic policy shift is needed to satisfy the government's intertemporal budget constraint. This constraint requires that current debt can be covered by future primary surpluses. It raises the question of whether the different components of public finance can keep going indefinitely on the basis of past trends or whether a change in the orientation of fiscal policy will be necessary. Finally, this has some implications on the macroeconomic context. Indeed, a non-sustainable fiscal policy leads to an increase in public indebtedness whose effects on invest-

ment, interest rate, inflation and, *in fine*, on growth are not neutral.

Achieving fiscal sustainability and, in the case of EMU, satisfying the SGP requirements (in particular the public debt/GDP ratio criterion), could require adjustments in order to correct fiscal imbalances. Studying the joint evolution, interdependences and causal relationships between public spending and revenues and public debt can help grasp with more precision how the budget constraint is satisfied and, if it is not the case, why it is so. Analyzing the dynamics of public finance is thus necessary for a complete sustainability diagnosis. In this paper, we address two issues concerning the debate on fiscal policy sustainability: evaluating fiscal policy sustainability and analyzing the dynamics of public finance over the last 25 years.

First, as regards sustainability assessment, economic literature adopts two main approaches. Earlier tests, following the works of Hamilton and Flavin (1986) and Wilcox (1989), focus on the order of integration of the public debt and deficit processes and characterize the sustainability of fiscal policy by the stationarity of the first difference of public debt or deficit. The second approach, taken by Trehan and Walsh (1988, 1991) and Hakkio and Rush (1991), consists in analyzing cointegration between public revenues and spending. More recently, for instance in Quintos (1995) or in Martin (2000), particular attention has been given to detecting regime shifts in the conduct of fiscal policy. Our paper applies these tests to French data and analyzes the sustainability of public finance over the 1978-2003 period.

Second, in order to analyze the dynamic evolution of public debt, we break down government debt and estimate the dynamics of public finance using a cointegrated VAR model with public revenue, primary spending, the interest burden and the "growth dividend"¹. This aims to characterize the stochastic trends determining the dynamics of public finance and to analyze the interdependences between government spending and revenues. In this paper, we address these issues by identifying the VAR model's response to public finance shocks.

The remaining of the paper is organized as follows. Section 2 describes

¹The "growth dividend" captures the effect of growth on the debt/GDP ratio, spontaneously reducing the ratio.

the history of government debt in France over the 1978-2003 period. The evolution in France is then put in an European perspective. Section 3 presents the government's intertemporal budget constraint, derives fiscal sustainability conditions and discusses the different concepts used to characterize the sustainability of public finance. Section 4 gives the results of common sustainability tests applied to French data. In section 5, we model the dynamics of public finance and analyze the main trends at work. Section 5 concludes.

2 Accounting for the Evolution of Public Debt

Throughout this paper, we use the concept of public debt as defined by the Maastricht treaty. It corresponds to the public administrations' financial liabilities (public debt as defined by the French national accounts), to which three main corrections are brought: the different public administrations are consolidated, public debt is expressed in nominal terms and certain types of indebtedness (*e.g.* commercial borrowing) are excluded. Appendix 1 provides a detailed presentation of the data used.

Public debt as defined by the Maastricht treaty is a gross debt, which therefore does not include the government's assets. Since these assets may be sold in order to reimburse public debt, a net debt might have been a more accurate definition. However, this latter definition requires calculating the value of the assets, in particular that of public unlisted firms and properties. Yet, between 1980 and 2003, the government debt/GDP ratio rose from 19% to 64%. Over the same period, the value of financial and non-financial public assets dropped slightly from 115% of GDP in 1980 to 95% of GDP in 2003, reflecting the increase in public net indebtedness.

2.1 Public finance arithmetic

In order to understand the dynamics of public finances, one can start from the government's budget constraint for each period. The public deficit is the difference between public revenues (R_t) and total public expenditures,

which consist of primary expenditures and debt service $(G_t + i_t B_{t-1})^2$.

Conceptually, the public deficit $(G_t + i_t B_{t-1} - R_t)$ is a flow equal to the variation of outstanding public debt (ΔB_t) . Yet, in practice, there is sometimes a discrepancy between the change of public debt and the public deficit, which is due to some accounting adjustments (see Appendix 1). Setting this last term to zero, the accumulation identity of outstanding public debt is the following:

$$B_t = B_{t-1} + G_t + i_t B_{t-1} - R_t \quad (1)$$

As we focus on the debt/GDP ratio, we can rewrite this equation in the following way:

$$\Delta b_t = (g_t - r_t) + \rho_t b_{t-1} \quad (2)$$

where lower case letters represent the corresponding variable as a ratio to GDP and where

$$\rho_t = \frac{i_t - \gamma_t}{1 + \gamma_t} \approx i_t - \gamma_t \quad (3)$$

can be understood as the addition to debt due to the excess of interest rate (i_t) over the GDP growth rate (γ_t), responsible for the snowball effect. Since equation (1) holds in nominal and in real terms, i_t and γ_t can either be both in real terms or in nominal terms. Inflation plays a role on debt dynamics only if there is a wedge between expected inflation and actual inflation³.

As is clear from equation (2) and (3), a high level of growth reduces the debt/GDP ratio by increasing the denominator of this ratio. The ratio decreases by $-\gamma_t b_{t-1}$, the "growth dividend". This effect may be reinforced by an indirect channel of growth due to automatic stabilizers: higher growth brings more revenue and implies less public spending. This tends to improve

² i_t corresponds to an average interest rate served on the debt as it accounts for different bonds of different maturities.

³For example, economic agents underestimate the rate of inflation and ask for a lower real interest rate or on the contrary they ask for an inflation premium well above the actual level of inflation.

the primary deficit and further reduces the debt ratio. Changes in primary balance (due either to cyclical evolution or to structural changes) and in interest payment have straightforward effects.

2.2 An almost continuous increase in public debt

Figure 2 represents public debt variation over a given year and the contributions of the different elements that explain this growth. Note in this figure, the role of the "accounting adjustment" which tends to drive up debt. For instance, in 1982, the nationalization of a number of private banks and firms led to a public debt increase larger than the public deficit. As did the 1995 elimination of the one-month discrepancy for consumption tax reimbursements.

Using the decomposition presented in the previous section, we can distinguish five different phases in the rise of the public debt in the past twenty five years.

Between 1978 and 1986, the debt ratio of French public administrations increased by 3.7% per year on average. Over this period, public spending increased strongly. In the early 80's, the French government implemented a long lasting expansionary fiscal stance.

The growth of public indebtedness slowed down between 1987 and 1991. Economic growth was stronger and interest rates were downward sloping, therefore reducing the interest burden of the public debt. Successive governments tried to control public spending and generate fiscal surpluses.

Between 1992 and 1997, the debt/GDP ratio started growing again at a particularly high rate (5.3% of the GDP per year). Facing a sharp recession (1993, a year of negative growth for the first time since 1945) and structural imbalances (particularly social security administrations' deficits), the government reaction caused public spending to increase strongly. Public deficit peaked at a 6% of GDP high in 1993. Higher interest rates in the beginning of the period accentuated the burden of the public debt.

Since 1997 and until 2001, the debt/GDP ratio has stabilized just under the 60% threshold. Indeed, in order to satisfy the requirements for partic-

ipation in EMU from 1999 defined in the Maastricht treaty⁴, the French government launched, in 1995, a public deficit reduction program, called "convergence program". In addition, the acceleration of economic growth, lower inflation and low interest rates also contributed to the alleviation of the public debt burden.

Over the most recent period, the public debt/GDP ratio increased by 1.8 points in 2002 and by 4.4 points the following year. French public debt now stands at almost 64% of GDP. Despite particularly low interest rates, the debt is increasing again as the government tried to cope with the global economic slowdown and since social spendings are increasingly high. The risk that the accelerating dynamics of debt turn out of control has become disturbing.

2.3 Where does France stand in Europe?

Optimism and benign neglect may lead to consider that the situation is, after all, not that worrying. Indeed, with a debt ratio of 63.7%, France is below the euro-zone average of 70% and well below the debt level of Italy, Belgium or Greece⁵ which are above 100%. However, after peaking between 110% and 140% of GDP in the early 1990's, Italy and Belgium have managed to reduce their debt by more than 20 points. The debt ratio in France on the contrary has been almost continuously on the rise. The present position of France is all the more striking if considered in contrast to the situation in the early 1980s, when only the somewhat autarkic Spain and Greece had a smaller debt ratio.

⁴In order to qualify for entry into EMU, the convergence criteria defined in the 1992 Maastricht treaty required member states to maintain public deficit below 3% of GDP and to significantly reduce the public debt/GDP ratio, bringing it under the 60% threshold. These criteria were made permanent in 1997 in the Stability and Growth Pact (SGP). The rationale for these criteria was founded in two main points. First, within a monetary union, the convergence criteria aim to prevent free-riding: one state's public spending can have an individual direct positive effect, but can entail more diffuse costs (*e.g.* an increase in inflation) borne by the entire monetary union. Second, these criteria tend to encourage a healthy management of public finances, in particular in anticipation of spending to come due to the ageing of the European population.

⁵This study used data available in September 2004. In November 2004, it appeared that the Greek data had been falsified since 1999.

Figure 3 represents the variation in public debt for some European countries over the past twenty five years.

Many countries have managed to contain or to reduce their debt ratio over the past 25 years. Austria and Portugal experienced a rapid rise in debt in the early 1980's, but then have maintained their debt ratio around the 60% threshold. Spain and the United Kingdom engineered a substantial decline in their debt ratio, in the late 1990's for the former and in the late 1980's and then in the late 1990's for the later. In 2003, all these countries have a debt ratio lower than that of France, except for Austria which is only a notch above France but on a downward path in the last three years.

The dynamics of French public debt is very close to that of Germany and especially so in the past ten years. France nonetheless experienced a more rapid rise of public debt in the 1980's and did not suffer in the same way from the shock of German reunification - though the rise in interest rate in Germany did contribute to the slowdown in Europe around 1992-1993.

In the following sections, we analyze the dynamics of French public debt. Lack of appropriate data does not allow us to replicate the VAR methodology we use to analyze the French case on other European countries. However, using annual data and the simple accounting methodology presented in this section, we can provide some clues about the reasons for the rise in the debt ratio in France compared to the evolution in observed in other European countries. Table 1 presents the elements contributing to the evolution of the debt ratio⁶.

Over the past twenty five years, the yearly increase in public debt in France was one of the highest in Europe, only behind that of Greece. Interest payment did not account for this ranking. The contribution of interest payment was one of the lowest and very close to the German one. A low initial level of debt in France and a relatively low interest rate, only 50 basis point on average over that of Germany, kept the burden of debt service under the European average. Neither should be blamed the adjustment term: the discrepancy between the debt increment and the deficit which

⁶For simplicity, we do not distinguish between cyclical and structural elements as the cyclical effect is broadly neutral over the periods of interest.

tends to drive up the debt ratio stood in line with European average. Two factors contributed to the debt build-up: a lower contribution of growth and a primary balance that falls short from surpluses. The contribution of growth may reflect an initial lower debt ratio in the 1980's and a relatively lower rate of growth in the 1990's. At 1.8% on average since 1990, the annual rate of growth is above that of Germany and Italy. Nonetheless, the primary balance is probably the most relevant factor. As most European countries tended to have a small primary surplus, the primary deficit in France was the highest after that of Spain and Portugal.

If we focus on the 1990-2003 period, we find that the contribution of growth remained modest while that of interest payment was higher and that of the adjustment above the European average. Some smaller countries, such as Greece, Ireland or Portugal, benefited from the process of European integration with the convergence of interest rate, allowing them both to reduce debt service and to spur growth thanks to a lower cost of capital. These countries however have also adjusted their fiscal stance and have had a primary surplus on average since 1990. During this period, France is the only European country to have a primary deficit on average (albeit modest at 0.1% of GDP). Germany and the United Kingdom, which arrive next with a small primary surplus of 0.3 point of GDP, experienced however different economic situation, which the shock of reunification for Germany and a debt ratio some 10 points below for the United-Kingdom.

3 Public Debt Sustainability : Definition & Assessment Methodology

3.1 Defining sustainability

A sustainable fiscal policy is a policy that can be conducted forever without leading to "excessive" debt accumulation in the long run, *i.e.* to a level of debt that could not be covered by future surplus, thus ruling out "Ponzi games", defaults and major shifts in the fiscal stance (tax increase and/or budgetary cuts). While sustainability primarily qualifies a given

fiscal policy and its future consequences, in a broader sense, we use this concept to qualify the observed fiscal developments over the last twenty-five years.

Sustainability should be distinguished from solvency. Solvency characterizes the ability of a state to meet its commitments, regardless of the way this is achieved. Concluding that a state is not immediately solvent leads to a public finances crisis, usually ending with a default on public debt and/or hyper inflation.

Sustainability characterizes a state which is solvent without requiring any fiscal adjustment. Concluding that public finances are not on a sustainable path does not mean that debt crisis is inevitable but rather that, sooner or later, fiscal shifts would be necessary to ensure solvency. Whereas solvency concerns government "financial health", sustainability rather concerns the consistency of its current fiscal policy.

3.2 Sustainability criteria

The intuition of sustainability is rather clear, yet defining sustainability and deriving testable criteria is less straightforward. As stated in the introduction, the definition of sustainability used here refers to the fulfillment of government's intertemporal budget constraint. At period t , the government budget constraint is:

$$\Delta b_t = (g_t - r_t) + \rho_t b_{t-1} \quad (4)$$

Working with variables scaled by GDP allows us to focus on debt dynamics. Indeed, all these variables in real terms show an upward trend if the economy shows a similar pattern.

Assuming that ρ_t is constant and positive⁷ and solving (4) forward, the intertemporal budget constraint can be written as :

⁷This can be extended to the case where ρ_t is stationary with positive expectation, see Quintos (1995) for further details. Note that if ρ_t were negative, the deficit process would be sustainable and the analysis would not be of much relevance.

$$b_t = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{r_{t+s} - g_{t+s}}{(1 + \rho)^{t+s}} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{b_{t+s+1}}{(1 + \rho)^{t+s}} \quad (5)$$

Equations (4) and (5) cannot be subject to controversy for they only summarize an accounting identity. Following Hamilton and Flavin (1986), we focus on the expected behavior of the "bubble term" in (5). Taking expectation in this equation gives :

$$b_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{r_{t+s} - g_{t+s}}{(1 + \rho)^{t+s}} + E_t \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{b_{t+s+1}}{(1 + \rho)^{t+s}} \quad (6)$$

Sustainability is satisfied if, and only if, current debt is expected to be covered by future primary surpluses, *i.e.*

$$b_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \frac{r_{t+s} - g_{t+s}}{(1 + \rho)^{t+s}} \quad (7)$$

which is mathematically equivalent to the transversality condition :

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t \frac{b_{t+s+1}}{(1 + \rho)^{t+s}} = 0 \quad (8)$$

From these sustainability criteria, relevant economic literature provides two main types of sustainability tests, unit root tests and cointegration tests.

From (8), it is clear that the stationnarity of the debt/GDP ratio is a sufficient condition for sustainability. Such a condition insures the respect of the transversality condition.

An other sufficient condition for sustainability is the stationnarity of the first difference of the debt/GDP ratio. Among others, Hamilton and Flavin (1986) and Wilcox (1986) assess sustainability by testing the stationarity of Δb_t ⁸. Similarly, one can test the order of integration of public debt (which must be at most I(1)), or of public deficit (which must be stationary).

The stationarity conditions used above are only sufficient conditions for sustainability, but not necessary ones. Hakkio and Rush (1991) and Quin-

⁸Hamilton and Flavin (1986) and Wilcox (1986) focused on the level of public debt rather than on the debt/GDP ratio

tos (1995) give less restrictive testable conditions for sustainability. Following Quintos (1995), we can define two concepts, "strong sustainability" and "weak sustainability", based on the relationship between public revenues and total public expenditures.

For both strong and weak sustainability, public revenues and total expenditures must be cointegrated. Consider the following relationship between revenues and expenditures:

$$r_t = \alpha + \beta g_t^T + \varepsilon_t \quad (9)$$

where g^T represents total public expenditures, *i.e.* the sum of both primary expenditures and debt service ($g_t + \rho_t b_t$), and where ε_t is a random term of expectation zero presenting no persistence. Three situations are then possible:

- strong sustainability: revenues and expenditures are cointegrated with cointegrating vector $(1, -\beta) = (1, -1)$. This is a sufficient condition for sustainability, which corresponds to the condition on the order of integration of debt or deficit proposed by Hamilton and Flavin (1986).
- weak sustainability: revenues and expenditures are cointegrated, but the cointegrating vector is $(1, -\beta)$, with $0 < \beta < 1$. Public spending increases faster than revenues but since Δb_t is $I(1)$, its variance grows as \sqrt{T} and

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_t \frac{b_{t+s+1}}{(1 + \rho)^{t+s}} = 0$$

The transversality condition is thus verified since the discounting term decreases faster than the increase in b_t .

- no sustainability: if revenues and expenditures are not cointegrated and if the growth rate of the debt is higher than ρ_t , public debt is not sustainable.

It is noteworthy to stress that these notions remain theoretical. For instance, "weak sustainability" supposes that the debt/GDP ratio does not influence the macroeconomic context. However, strong indebtedness can put

upward pressure on interest rates and have unfavorable effects on growth. Therefore, it can be more prudent to use the more restrictive stability constraint when assessing fiscal sustainability. Or at least to keep in mind the underlying assumptions used to defined these concepts.

4 Assessing Public Debt Sustainability : Preliminary Tests

Definitions of the data and descriptions of the data manipulations used in the following sections are detailed in Appendix 1.

4.1 Unit root tests

We give here a preliminary assessment of the "strong sustainability" of fiscal policy in France over the 1978-2002 period using unit root tests (see Appendix 2).

According to these tests, the deficit serie is $I(1)$, which leads us to reject the strong sustainability hypothesis. Identical tests carried out on Δb_t generally also lead to the rejection of the same hypothesis. Note that theses two tests, although conceptually equivalent, correspond, in practice, to two different series (due to the presence of the accounting adjustment term). Conclusions based on the behavior of Δb_t do not characterize fiscal policy *stricto sensu*, but the movements in public debt, including purely financial ones.

Therefore, although the tests allow us to conclude without doubt that the debt series is non stationary, conclusions concerning sustainability are less accurate. These results still tend to reject the strong sustainability constraint. Indeed, even if financial flows can have an influence on outstanding public debt, the main cause for non-sustainability seems to be the non-stationarity of public deficit.

4.2 Cointegration test

Cointegration tests are also carried out on the same data. A simple VAR bivariate model using "public revenues" (r_t) and "total public expenditures" (g_t^T) is estimated following Johansen method. On the basis of common tests, we estimate a cointegrated VAR with three lags and a linear intercept which reflects the increase in public revenues and expenditures over the past twenty-five years.

The analysis shows that fiscal policy in France has been, at best "weakly sustainable": the two variables are cointegrated and the value for the cointegrating coefficient $\beta = 0.24$ while the test of the constraint $\beta = 1$ always rejects strong sustainability.

Moreover, used as a quick way to detect a possible stability break, a recursive estimation of the cointegrating vector over successively longer periods shows a decrease in the coefficient β starting in 1992, and then a rise from 1995. Efforts made to increase public revenues only start to pay in 1996.

Fiscal policy in France over the past twenty-five years was therefore not consistent with strong sustainability. The value for β is particularly low, compared to that obtained for the United States⁹ or for other European countries¹⁰. However the estimation period seems to matter for these results¹¹. During our estimation period (1978-2002) in France, public deficits increased, whereas previously it was common to periodically release public surpluses. The long-run relationship between public revenues and expenditures has plausibly deteriorated in the recent past.

5 Understanding Public Debt Dynamics

The tests of the previous section lead to conclude that the dynamics of French public debt in France is not consistent with strong sustainability. However, they do not allow us to understand why the debt ratio deviates

⁹0.6-0.8, see Quintos (1995) and Crowder (1997).

¹⁰0.7 in Spain, see De Castro, Gonzàles-Parmo and Hernandès De Cos (2001).

¹¹For instance, De Castro *et al.* carry out their estimation on the 1964-1998 period.

from the sustainable path. To provide some answers, we use a more comprehensive model of public debt dynamics. This model helps us to identify the trends that led the drift of public finance.

5.1 Model specification

Six variables are considered: b_t , the government debt, r_t , the total revenues of the government, g_t , the primary expenditures of the government, id_t , the debt service, res_t , the "growth dividend" (capturing the effect of growth on the debt ratio) and adj_t , the adjustment term due to changes in the financial account of the government. As in the preliminary assessment, all these variables are expressed as a ratio to GDP. We specify a VAR model which allows to take into account the order of integration of the variables as well as any possible long-run relation between them.

The variables are linked by the following identity equation:

$$\Delta b_t = g_t + id_t - r_t - res_t + adj_t \quad (10)$$

According to univariate tests the debt ratio is presumably a I(2) process. This hypothesis is confirmed by multivariate tests, when all variables (except the adjustment term) are encompassed in a VAR model. For these reasons, we choose to focus on variables which are presumably I(1), from which the variation of debt is deduced using the relation (10). The full model is thus given by the following vector:

$$(g_t, id_t, r_t, res_t, adj_t)$$

The long-run cointegrating relationships are estimated following Johansen (1991, 1994). We subject our VAR model to a number of specification tests. The regression features an intercept in the long-run relations but no linear trend. The intercept is restricted to belong to the cointegration space and has no influence on the growth of the variables. Indeed, such a specification would imply an exogenous deterministic drift of the level of all variables, which would hamper our understanding of the very trends that lead to the

drift of public finances.

The lag length used to whiten the residuals is chosen on the basis of a battery of information criteria¹². These tests, however, offer conflicting results on the optimal lag length. Eventually, based on other properties of the VAR model (*e.g.* normality of the residuals), we choose a lag-length of six (hence five lags for the VAR in difference). This reflects the quarterly nature of our series and is consistent with the expected dynamics of public finances (in particular yearly budgeting).

Eventually, the residuals obtained by this model are checked for autocorrelation (Box-Pierce test) and for white noise (Bera-Jarque test). Both tests are satisfied when adding a single dummy for the third quarter of 1983 (see Appendix 3).

5.2 Cointegrating relations and stochastic trends

The next step consists in identifying the number of cointegrating relations. The results of the trace and eigenvalue tests are reported in Appendix 4. These tests suggest the existence of two cointegrating relations in the system. This result is particularly robust to changes in the lag length of the VAR as the tests return the same number of long-run relations when restricting the number of lags down to three or expanding it up to seven. The VAR model presents two cointegrating relations and three stochastic trends. The cointegrating relations correspond to a vectorial basis of the cointegrating space and cannot be interpreted directly in terms of economic significance unless further restrictions are imposed on the model.

The direct interpretation of the long-run relations turn out to be challenging. We found that none of the variables can be excluded from the long-run cointegration space and none could be considered stationary over the sample period. These results are in line with those of univariate tests. However, we could not impose further restriction on the model.

To interpret the nature of the three stochastic trends driving the model, we study the impulse response functions. To identify the shocks, we assume

¹²The Schwarz Bayesian information criterion (BIC) as well as the criteria of Akaike (AIC) and Hannan-Quinn (AH) (see Appendix 3).

a recursive structure for these shocks. The order in which an unexpected shock on one variable influences the other is assumed to be the following:

$$res_t \Rightarrow g_t \Rightarrow r_t \Rightarrow id_t \Rightarrow adj_t$$

Let us consider for example a negative unexpected output shock. We assume that this shock on output (measured indirectly by the term res_t which combines the level of the debt and the growth of GDP) is not influenced contemporaneously by any other variables but influence all the other variables in the model. In addition to the effect of automatic stabilizers, the government can decide to raise public expenditures to provide a buffer against the recession. Besides, the government will decide whether or not to finance this increase in public expenditures. This decision, along with the effect of automatic stabilizers on the revenues side, will determine the evolution of public revenues. The increase in expenditures and the decrease in revenues then feed into fiscal deficit and public debt and may raise debt service if the interest rate is constant. A countercyclical monetary policy (leading to a decline in the interest rate) should have a more limited impact. Eventually, we decide to assign the last position in our structural interpretation of the VAR to the adjustment term.

Figure 5 provides figures of the effect of a shock of one standard deviation in the recursive VAR. To make the interpretation of the impulse response clearer, we reconstructed a debt series using the debt accumulation identity of equation (10). This series helps us to analyze a shock on res_t as a shock on the rate of growth of GDP and a shock on id_t as a shock on the interest rate.

This analysis allows us to distinguish three main trends that drive the increase in French public debt.

- The model presents a bias towards fiscal deficit, as a shock on expenditure does not lead to an offsetting rise of revenues of the same amplitude. Indeed, a 1 point of GDP shock of primary expenditures leads, after five years, to a rise of 3 points of GDP. This may be explained by the gradual nature of the implementation of a particular

measure. The effect on revenues is not significant during the first three years. Moreover, after five years, the rise in revenues only offsets half of the effect of the expenditure shock: the deviation of revenues is only of 1.5 point of GDP. This persistent imbalance leads to increasing fiscal deficit and rising debt services. All in all, the overall effect on the debt level is of 12 points over a five year horizon. When comparing a standard expenditure shock to a revenue shock, the results are strikingly dissimilar. The impacts of revenue shocks have a more limited time span and seem to give rise to a small albeit less significant decline in debt service. The dynamics of debt is partly driven by this bias towards persistent fiscal deficits.

- Shocks on the interest rate (measured by a shock on debt service) also seems to be persistent and self-sustained. A 100 basis point rise in interest rate leads to a 7 points increase in the debt to GDP ratio over five years. This effect is however less significant than the autonomous drift in expenditures presented above. Furthermore, this effect is present in the model even though the interest rate has declined substantially over the past two decades.

- Eventually the debt ratio is also influenced by specific one-off operations on the financial account of the government. One should note however that the accounting adjustment term tends to be positive on average over the period and is sometimes reasonably high. Hence, it provides a further cause of the drift of public debt. A rise of 1 point of GDP in the adjustment term leads, after five years, to a rise in the debt level of 10 point of GDP.

6 Concluding Remarks

In this paper, we address two issues, the sustainability of public finances over the past twenty-five years in France and the underlying causes of the drift of public debt. Our findings can be summarized as follows.

Since 1980, the dynamics of public debt has been at best weakly sustainable. Three main reasons stand out to explain this result. First, expenditure shocks only give rise to a smaller offsetting rise in revenues in the long run. This result is confirmed by both impulse response functions of the VAR model and by the bivariate analysis of the cointegration between revenues and primary expenditures. Second, any rise in the debt level tends to be persistent, in particular because of a snowball effect through the debt interest burden. Third, the discrepancy between the first difference of the debt and the fiscal deficit tends to be persistent and sometimes quite large.

This situation of weak sustainability can become worrying as the debt level can affect the macroeconomic environment. Weak sustainability assumes that this very environment is not affected by the level of debt, a somehow heroic hypothesis for very high levels of debt. In particular, a rising debt level may depress growth or may feed up into a rising cost of borrowing. Interest rate hikes would have a further downward effect on growth.

This situation may become all the more problematic given the current constraints on policymaking. In particular, the SGP restricts fiscal policy while the devolution of monetary policy to the ECB forbids debt monetization, the previously favored solution to get rid of the debt overhang. With this in mind, the only way to solve the debt problem is the "virtuous" path of fiscal consolidation. This requires scaling down expenditures or matching them with offsetting revenues.

Any conclusions derived from these results should bear in mind the limitation of the analysis. The model reflects the average behavior of the data considered over the past 25 years although this behavior may have changed during the period. Besides, the evolution of some structural factors such as demographic trends and their impact on public finances are not taken into account. However, these added pressures on public finances should make fiscal consolidation all the more probable in the near future.

References

- [1] Afonso, A. (2000), "Fiscal policy sustainability: some unsustainable European evidence", ISEG Working Paper n. 12/2000.
- [2] Artis, M. et M. Marcellino (2000), "The Solvency of European Government Finances", in Banca d'Italia (ed.), *Fiscal Sustainability* (Banca d'Italia, Rome), pp. 209-251.
- [3] Balassone, F. and D. Franco (2000), "Assessing Sustainability: a Review of Methods with a View of EMU", in Banca d'Italia (ed.), *Fiscal Sustainability* (Banca d'Italia, Rome), pp. 21-60.
- [4] Blanchard, O. (1990), "Suggestions For a New Set of Fiscal Indicators", OECD Working Paper n. 79.
- [5] Blanchard, O., J. C. Chouraqi, R. Hagemann and N. Sartor (1990), "The Sustainability of Fiscal Policies: New Answers to an Old Question", OECD Economic Studies, 15, pp. 7-36.
- [6] Bohn, H. (1991), "The Sustainability of Budget Deficits with Lump-Sum and with Income-Based Taxation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(3), pp. 580-604.
- [7] Bohn, H. (1995), "The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), pp. 257-271.
- [8] Bohn, H. (1998), "The Behavior of US Debt and Deficit", *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), pp. 949-963.
- [9] Chalk, N. et R. Hemming (2000), "Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice", in Banca d'Italia (ed.), *Fiscal Sustainability* (Banca d'Italia, Rome), pp. 61-93.
- [10] Crowder, W. (1997), "The U.S. Federal Intertemporal Budget Constraint: Restoring Equilibrium Through Increased Revenues or Decreased Spending", manuscript.

- [11] De Castro, F., J. M. Gonzáles-Paramo and P. Hernández De Cos (2001), "Evaluating the Dynamics of Fiscal Policy in Spain: Patterns of Interdependence and Consistency of Public Expenditure et Revenues", Banco De España, Documento de Trabajo n. 0103.
- [12] Elmendorf, D. and G. Mankiw (1999), "Government Debt", in J. Taylor et M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1C, (Elsevier, North Hollet), pp. 1615-1669.
- [13] Fève, P. and P. Y. Hénin (2000), "Assessing Effective Sustainability of Fiscal Policy within the G-7", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62(2), pp. 175-196.
- [14] Hakkio, C. and M. Rush (1991), "Is the Budget Deficit 'Too Large'?", *Economic Inquiry*, 29(3), pp. 104-118.
- [15] Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis* (Princeton University Press, Princeton).
- [16] Hamilton, J. and M. Flavin (1986), "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review*, 76(4), pp. 808-819.
- [17] Johansen, S. (1988), "A Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.
- [18] Johansen, S. (1995), "A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables", *Econometric Theory*, 11(1), pp. 25-59.
- [19] Johansen, S. (1997), "Likelihood Analysis of the I(2) Model", *Scandinavian Journal of Statistics*, 24(4), pp. 433-462.
- [20] Juselius, K. (2004), *The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications*, manuscript.
- [21] Martin, G. (2000), "US Deficit Sustainability: a New Approach Based on Multiple Endogenous Breaks", *Journal of Applied Econometrics*, 15, 83-105.

- [22] Quintos, C. (1995), "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(4), pp. 409-417.
- [23] Trehan B. and C. E. Walsh (1988), "Common Trends, the Government's Budget Constraint, and Revenue smoothing", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 425-444.
- [24] Trehan B. and C. E. Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory et Applications to U. S. Federal Budget et Current Account Deficits" *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2), pp. 206-223.
- [25] Wickens, M. and M. Uctum (1993), "The Sustainability of Current Account Deficits: a Test of the US Intertemporal Budget Constraint", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 17(3), pp. 423-442.
- [26] Wilcox, D. (1989), "The Sustainability of Government Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit and Banking* 21(3), pp. 291-306.

Table 1: Contributions to debt evolution in European countries (average annual growth rate)

	Full period 1979-2003					1990-2003				
	Debt	Prim. bal.	Growth	Interest	Adjust.	Debt	Prim. bal.	Growth	Interest	Adjust.
Austria	1.3	-0.8	-3.1	3.7	1.5	0.4	-1.4	-2.8	4.0	0.6
Belgium	1.4	-2.6	-5.7	9.0	0.7	-1.8	-5.4	-5.5	8.6	0.5
Germany	1.4	-0.4	-1.8	2.8	0.8	1.6	-0.3	-1.8	3.3	0.4
Denmark	0.8	-5.0	-3.4	6.2	3.0	-1.1	-5.6	-2.9	5.6	1.7
Spain	1.5	0.3	-2.9	3.2	0.8	0.6	-0.9	-2.9	4.0	0.3
Finland	1.4	-4.1	-1.7	2.4	4.7	2.2	-3.1	-1.7	3.1	4.0
France	1.8	0.0	-1.9	2.9	0.8	1.9	0.1	-1.9	3.3	0.5
Greece	3.1	-10.6	-4.4	18.4	-0.3	2.4	-2.4	-6.1	9.8	1.1
Ireland	-1.2	-1.6	-7.6	6.1	1.9	-5.0	-4.1	-6.2	4.4	0.9
Italy	1.8	-0.5	-5.4	8.6	-0.9	0.7	-3.4	-3.9	9.4	-1.4
Netherlands	0.5	-1.8	-3.6	5.2	0.7	-1.8	-2.6	-3.7	5.0	-0.5
Portugal	1.1	1.1	-6.1	6.7	-0.5	-0.2	-0.6	-3.9	5.4	-1.1
Sweden	0.7	-4.0	-2.7	5.5	2.0	0.5	-3.8	-1.7	5.0	1.0
U-Kingdom	-0.8	-0.4	-3.6	3.9	0.1	0.1	-0.3	-2.4	3.1	-0.3
Euro-zone	1.5	-0.5	-3.3	4.4	0.8	1.0	-1.3	-2.8	4.8	0.2

Source: Eurostat, author's calculations.

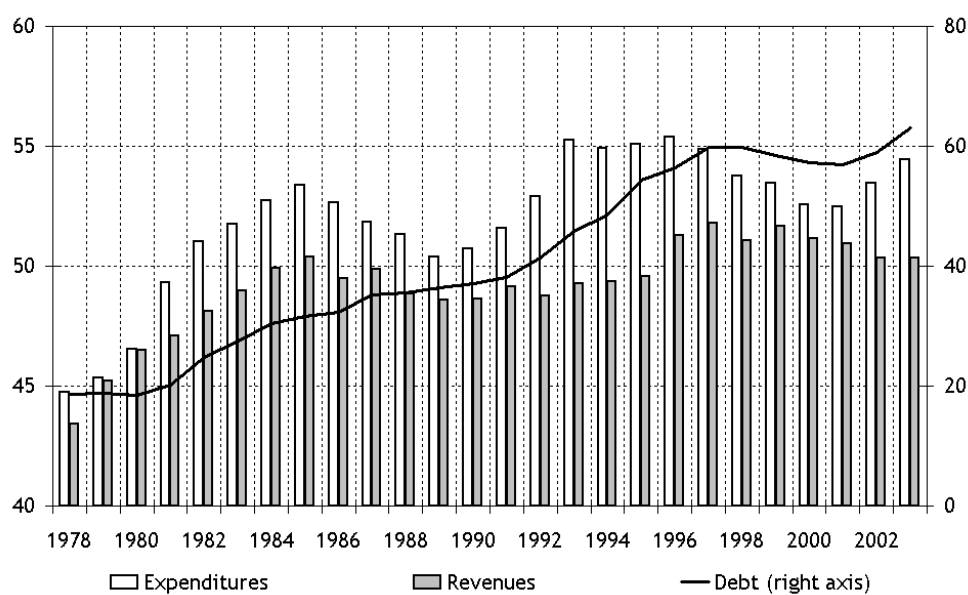


Figure 1: Public finances (% GDP)

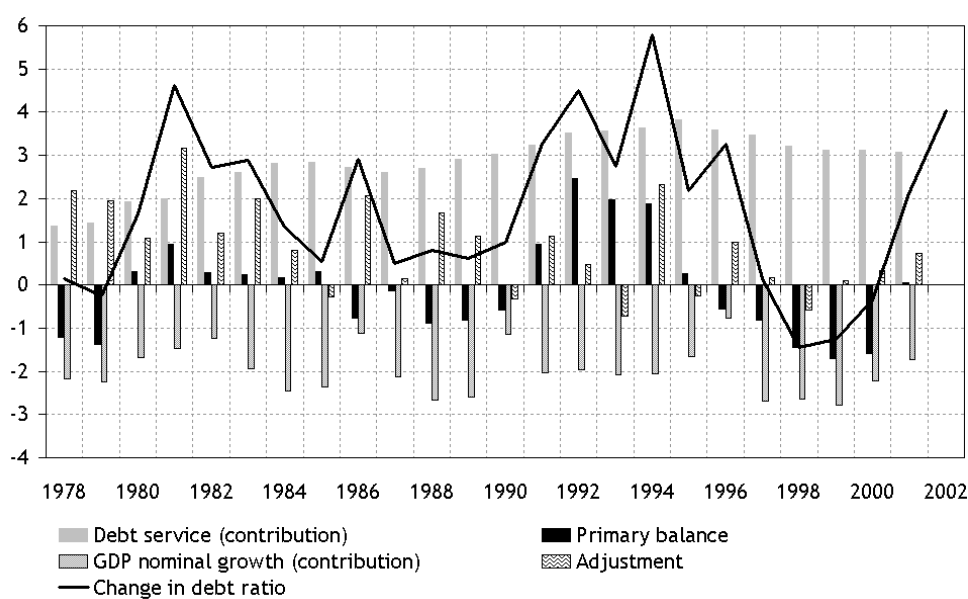


Figure 2: Contribution to public debt evolution

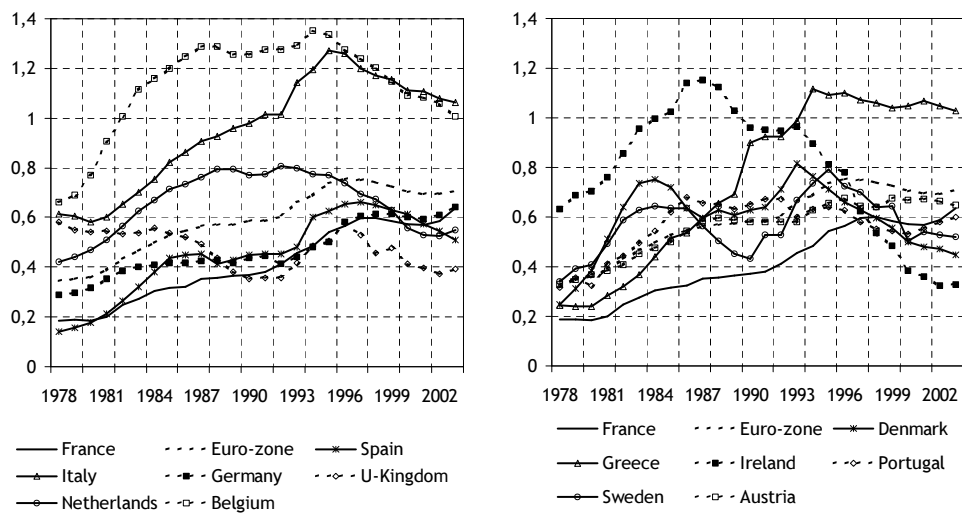


Figure 3: Public debt in European countries (% GDP)

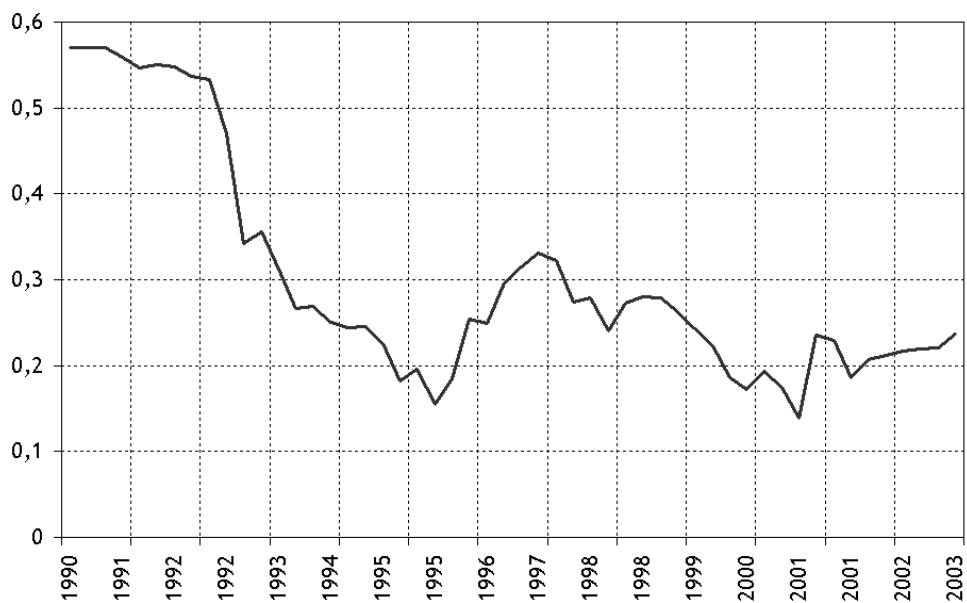
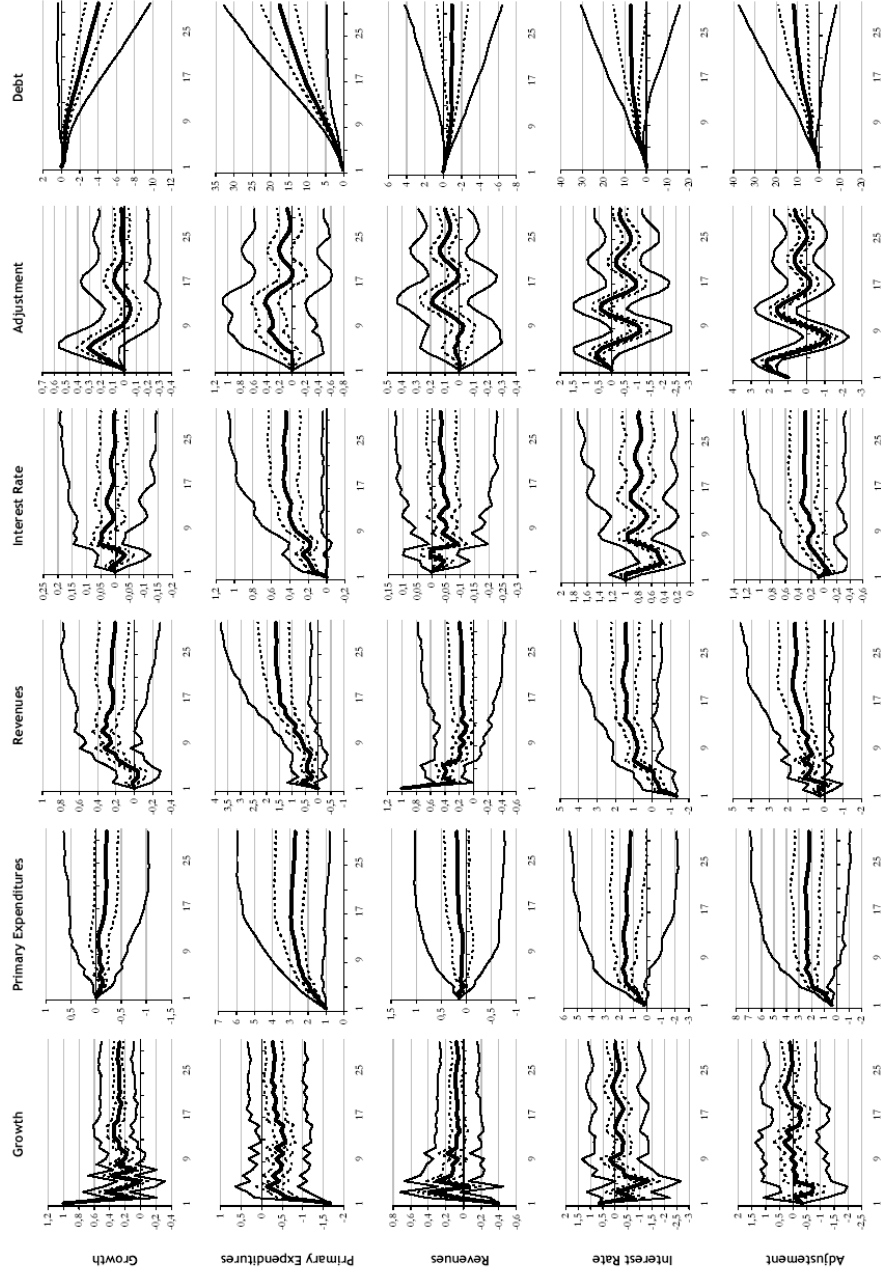


Figure 4: β recursive estimate



The figures represent the response of a shock of one standard deviation on a variable (ordinate) on another (abscissa). Stocks are written recursively. The rate of growth and the rate of interest are in quarterly values, the debt ratio is scaled by annual GDP. The dotted lines represent the confidence intervals at 5% and 95%.

Figure 5: VAR model, impulse response functions

Appendix 1: Definition and Description of the Data

Definitions

Fiscal deficit is (theoretically) equal to the first difference of outstanding public debt. It is also equal to the difference between public revenues R_t and total public expenditures (equal to primary expenditures G_t and debt service $i_t B_{t-1}$). The debt accumulation equation can thus be written as follows:

$$\Delta B_t = (G_t + i_t B_{t-1}) - R_t = (G_t - R_t) + i_t B_{t-1}$$

Government debt as defined in the notification to the European Commission consists in gross government debt. In particular, government assets such as the assets of the Treasury deposits at the Central Bank, public ownership of corporate firms and other equity items are not included. As these assets can be sold in order to reimburse the debt, a net measurement of public debt may reflect more accurately the situation of public finances. However, it is also difficult properly evaluate the value of these assets (see in particular the case of corporate firms which shares are not present on stock markets or of public buildings belonging to the national heritage).

Government debt notified to the European Commission is distinct from government debt as published in the National Accounts for three reasons:

- the debt is netted out between different sections of the general government, such as the central government, the central bank or local government.
- the level of debt is measured at its book value and not at its market value.
The accounting principle is justified inasmuch as it allows to match the level of debt to its value at time of repayment. It also simplifies the comparison between stocks and flows as it does not require to account for a change in prices from one year to another.
- some form of borrowing such as commercial borrowing are excluding. All countries do not have reliable data on such items.

Fiscal deficit is the balance of the non-financial account of the government sector.

Debt service includes interest payments on negotiable debt, which accounts for 90% of French public debt, interest payments on non-negotiable debt, as well as administrative costs related to the management of public debt. Debt service and the level of debt outstanding enable the calculation of the average level of interest rate served on the debt.

Accounting adjustments are to be made. In practice, the fiscal deficit is not absolutely equal to the first difference of the outstanding public debt. This discrepancy, which can be quite large, can be explained by some changes in the size of the government sector (such as the nationalization of a number of French banks in 1982), by some one-off adjustments (such as the end of the delay of one month for repaying VAT to the retail and wholesale sector in 1995) or more frequently, though on a smaller scale, by public transactions in financial assets (for example, the government can issue more debt than needed to finance its fiscal deficit, which would lead to an increase of the stock of debt). This adjustment is integrated of order 1 and on average positive. Its impact on the evolution of the debt may not be negligible.

Data

Most data have been derived from the National Accounts either on an annual or on a quarterly basis. The period covered ranges from 1978Q1 to 2002Q4.

All variables used in the VAR model are measured as a ratio to GDP. This enables the canceling out of the effect of the growth of GDP. We also consider that a debt/GDP ratio makes more sense for assessing the sustainability of public finances as the level of debt is scaled by the capacity of the nation to produce wealth. The variables of interest are the followings:

- b_t the government debt as defined in the notification to the European Commission,
- r_t the total revenues of the government,
- g_t the primary expenditures of the government,
- id_t the debt service,

- res_t the effect of growth on debt outstanding,
- adj_t the adjustment term due to changes in the financial account of the government.

Total revenues and primary expenditures are constructed by aggregating quarterly data from the national accounts. Our aggregates are consistent with those published on an annual basis by the European Commission.

The outstanding public debt is only available on an annual basis. Furthermore, the debt service is available on a quarterly basis but this time series reflects more national accountants construction hypothesis than the real impact of economic variables. Indeed it linearly increases from the first to the last quarter of the year. For this reasons, both series have been reconstructed using an iterative procedure.

In a first step, new data for debt service are constructed using the method proposed by Chow and Lin (1976). The indicator we consider is the long run (10 year) interest rate, itself a weighted average. The new time series then allow us to construct new data for the fiscal balance and eventually a first estimate of outstanding debt. In a second step, a second series for debt service is constructed, using as indicator the long run interest rate times outstanding debt. A second estimate of the fiscal balance and of the debt outstanding can finally be deduced from these new data.

Finally, res_t and adj_t are deduced from the above variables.

Appendix 2: Stationarity & Cointegration Tests

Table 2: Order of integration of the time series (in nominal terms and in % GDP)

variable	order of int.	ADF	level SP	KPSS	ADF	1st diff. SP	KPSS	ADF	2nd diff. SP	KPSS
B_t	2	0.62	-2.13	1.73 ††	0.04	-11.17	0.63 †	-4.01 **	-60.49 **	0.05
$G_t^T - R_t$	2/1	-1.77	-9.76	0.89 ††	-2.60	-101.57 **	0.08	-5.33 **	-30.39 **	0.10
R_t	2/1	-1.80	-8.75	1.75 ††	-1.12	-79.45 **	0.32	-5.20 **	-30.08 **	0.11
G_t	2/1	-1.39	-2.90	1.76 ††	-0.17	-106.39 **	0.25	-5.84 **	-67.67 **	0.03
iD_t	2/1	-1.74	-5.93	1.73 ††	-2.35	-33.71 **	0.25	-7.25 **	-22.73 **	0.06
ADJ_t	2/1	-2.34	-19.55 *	0.16	-7.64	-25.81 **	0.03	-7.92 **	-26.35 **	0.02
G_t^T	2/1	-1.66	-3.16	1.76 ††	-0.38	-89.78 **	0.28	-5.63 **	-49.83 **	0.04
b_t	2/1	-0.62	-3.06	1.69 ††	-1.19	-14.06 *	0.18	-4.61 **	-104.88 **	0.06
$g_t^T - r_t$	1	-2.21	-19.21	0.48 †	-3.60 **	-105.95 *	0.06	-5.97 **	-35.44 **	0.04
r_t	1	-2.58	-9.74	1.18 ††	-3.96 **	-87.62 **	0.39	-4.91 **	-34.65 **	0.05
g_t	1	-2.90 *	-4.62	0.90 ††	-2.79 *	-86.86 **	0.23	-4.85 **	-63.61 **	0.04
id_t	1	-2.58	-4.55	1.41 ††	-2.87 *	-30.67 **	0.39	-7.57 **	-22.59 **	0.07
res_t	1	-2.55	-83.71	0.46 †	-5.16 **	-64.40 **	0.04	-6.03 **	-29.02 **	0.03
adj_t	1	-1.52	-14.19	0.63 †	-7.84 **	-25.32 **	0.05	-7.84 **	-26.29 **	0.02
g_t^T	1	-2.72	-9.30	1.06 ††	-3.05 *	-125.12 **	0.17	-5.19 **	-30.79 **	0.03

Upper case letters denote nominal variables, lower case letters denote the corresponding variable as a ratio to GDP.

* (**) denotes the rejection of the null hypothesis (non stationarity) at the 5% level (1%).

ADF test: the critical value at 1% is -3.49 (it is -2.89 at 5%).

SP test: the critical value at 1% is -25.2 (-18.1 at 5%).

†(††) denotes the rejection of the null hypothesis (stationnarity) at the 5% level (1%).

KPSS test: the critical value at 1% is 0.74 (0.46 at 5%).

Table 3: Number of cointegration relations in the VAR model (r_t, G_t^T)

	Eigenvalue test	Test stat. (5%)	Trace test	Test stat. (5%)
$d \leq 1$	3.48	9.24	3.48	9.24
$d \leq 0$	18.60	15.67	22.08	19.96

d : number of cointegration relations.

Table 4: Restriction testing in the VAR model (r_t, G_t^T)

	Test Stat.	Probability
intercept restricted to the short run dyn.	1.386	0.500
$(1, -\beta) = (1, -1)$	11.871	0.001

A restriction is accepted if the probability is above 5%.

Appendix 3: VAR Model

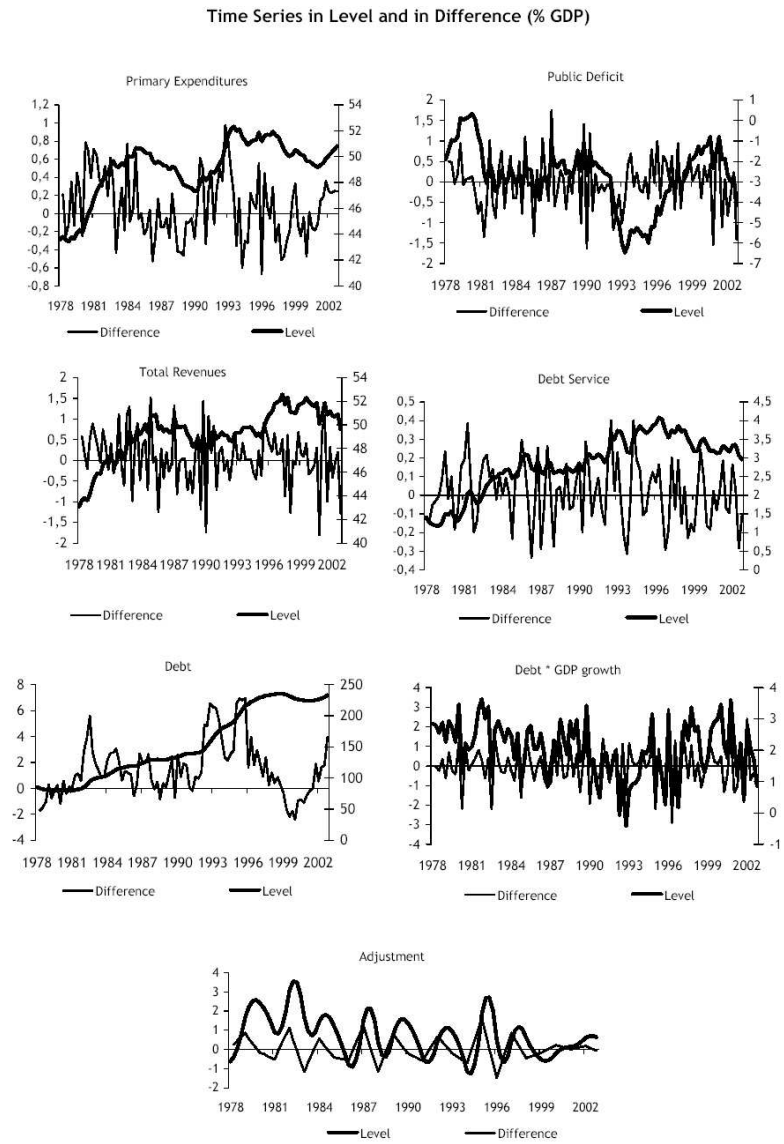


Figure 6: Time series (level & 1st difference, % GDP)

Table 5: Specification tests in the VAR model ($g_t, id_t, r_t, res_t, adj_t$)

	Bera-Jarque test		Box Pierce Test			
	Stat.	Prob.	12 lags		18 lags	
			Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
g_t	0.89	0.64	9.39	0.15	18.28	0.11
id_t	1.48	0.48	5.64	0.47	12.87	0.38
r_t	0.38	0.83	13.27	0.04	22.43	0.03
res_t	0.11	0.95	12.61	0.05	22.44	0.03
adj_t	2.37	0.31	55.47	0.00	102.97	0.00

Table 6: Information criteria

	r=2	r=3	r=4	r=5	r=6	r=7
HQ	-42.11	-42.38	-42.42	-42.50	-42.81	-43.22
AIC	-41.44	-41.44	-41.20	-41.00	-41.04	-41.18
BIC	-40.45	-40.04	-39.39	-38.80	-38.42	-38.16

Table 7: Number of cointegration relations

	Eigenvalue test	Test stat. (5%)	Trace test	Test stat. (5%)
$d \leq 4$	3.90	9.24	3.90	9.24
$d \leq 3$	8.26	15.67	12.16	19.96
$d \leq 2$	13.29	22.00	25.45	34.91
$d \leq 1$	36.79	28.14	62.24	53.12
$d \leq 0$	42.16	34.40	104.40	76.07

d : number of cointegration relations.

Table 8: Cointegration relations

<i>Intercept</i>	g_t	id_t	r_t	res_t	adj_t
-0.13	-0.65	-0.55	1.00	-1.41	0.53
1.11	-4.16	15.73	1.00	-5.61	17.52

note : the cointegrating vectors are scaled by the coefficient on r_t .

Gross Debt or Net Debt: Which is the Best Measure of Japanese Public Debt?

June 2011
Brieuc Monfort¹

Is Japanese debt the highest in the world or it is simply comparable to the most indebted countries in Europe? According to the IMF, in 2010, gross public debt was at 210 percent of GDP, the highest level for advanced economies, but the net debt, at 110 percent of GDP, was at a level globally comparable to that of Italy, Belgium, or Greece. Several factors make it difficult to compare international debt ratios, including statistical and institutional differences (composition of debt, scope of general government, lack of consolidation of fiscal statistics in Japan). This note argues that gross debt provides better indication of the risk associated with borrowing, but that net debt is normally the most robust indicator for international comparisons. It also constructs a measure of the Japanese debt consistent with the statistical accounting of public debt in Europe (Maastricht definition of debt) and finds that the measure of gross Japanese debt could be reduced by about 45 points of GDP.

I. DIFFICULTIES IN MEASURING PUBLIC DEBT

This note focuses on the measurement of public debt. It does not discuss factors that may affect the sustainability of public debt, such as who holds public debt (beyond holders within the general government) or the autonomy of monetary policy, which are key differences between Japan and Europe.

Japanese statistical sources present specific difficulties to analyze the debt of the general government:

1 - Scope of the general government. The concept of “general government” (central government, local authorities, social security) is not widely used in Japan. The Cabinet Office produces statistics at the aggregate level with a two years delay. The government communicates on different indicators, but rarely at the aggregate level: the figure most politically sensitive is the outstanding and new issuance of Treasury bonds. As part of the medium-term fiscal strategy (June and December 2010), the preferred figure is the debt at the central government level or at that of the central and local government levels. An important part of the activities of the government is implemented by quasi-fiscal institutions, including the FILP (Fiscal Investment Loan Program), although their roles have been reduced recently. There is no consolidation of assets between different public sectors.

2 - Difference between domestic sources. The Bank of Japan in the Flows of Funds statistics and the Cabinet Office in the National accounts data present some differences in

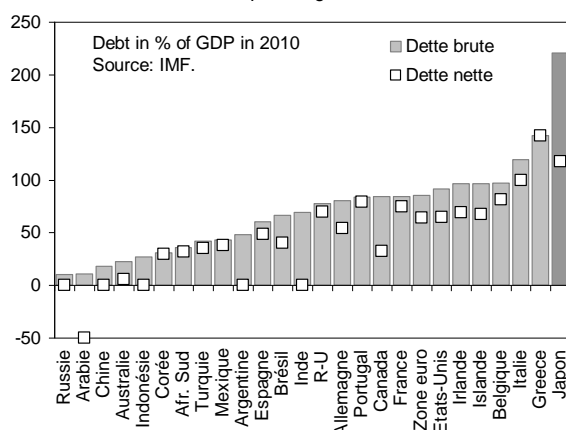
¹ French Treasury Department / Economic Department of the French Embassy in Japan.

their accounting of the assets and liabilities for the general government. The Ministry of Finance favors a sub-category of liabilities, the level of gross debt measured by Treasury bonds (JGB), loans, and Treasury bills.

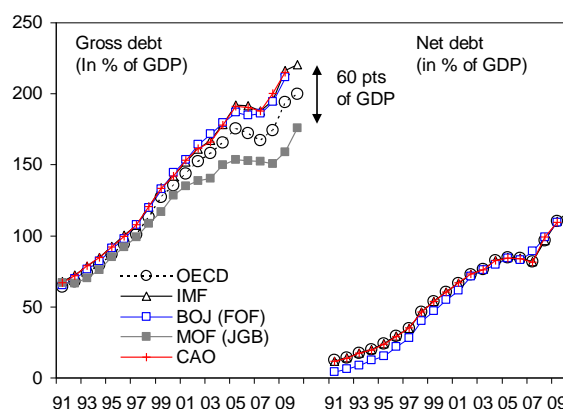
In addition to these difficulties related specifically to Japanese sources, international comparisons are made difficult for two other reasons:

3 – Proximity to domestic sources. The statistics published by international organizations (IMF, OECD) produced by the economists responsible for monitoring a given country remain very close to official statistics. In international organizations, the efforts of country desks is focused much more on understanding the internal consistency of statistics (e.g. relations between flows and stocks, or between different sources) rather than on the production of an indicator comparable with that of other countries. The comparison is easier in the European Union, where countries have nonetheless two competing measures of debt. The most widely used indicators are fiscal statistics measured under the Excessive Deficit Procedure (EDP) or “Maastricht accounting”, which excludes certain items and makes a double consolidation within and between sectors of the general government. The most comparable indicator to other countries are the statistics produced under the European System of Accounts (ESA), based on national accounting.

Gross debt in Japan is the largest within the OECD countries but the difference is less sharp looking at net debt.



Gross measures of public debt have diverged recently but most indicators remain close for net debt.



4 - Institutional differences. Due to differences in the organization of the government, its scope is not fully comparable from one country to another. For example, foreign exchange reserves are included within the general government in Japan but excluded in Europe, being accounted with the monetary authorities. For Japan, building up of foreign exchange reserves lead to an offsetting liabilities, in the form of Treasury bills. Similarly, the organization of the pension system is different from one country to another: in Japan, the financial assets of pension funds account for 40 percent of GDP and half is itself invested in government securities, which without consolidation inflates the level of gross debt. By comparison, pension fund reserves only represent 2 points of GDP in France. In the United States, reserve funds of federal and local employees represent 30 percent of GDP but are not included in the general measure of the general government, which would otherwise reduce the net debt ratio.

These institutional differences naturally reflect differences in the degree of independence of the management of certain assets: foreign exchange policy is decided by the Ministry of Finance in Japan; public pension fund in Japan, for example, the Government Pension Investment Fund (GIPF) has an increasing but not complete autonomy.

II. THREE INDICATORS OF PUBLIC DEBT

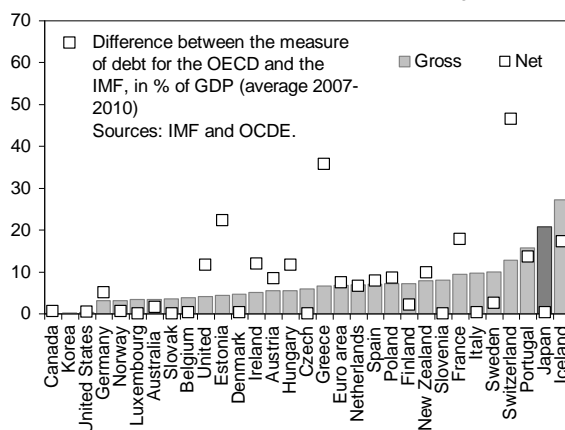
Gross debt

The gross debt is the best indicator of the risk associated with borrowing costs. Issuance of Treasury bills in Japan in 2010 represents around 180 percent of GDP. Financial assets that may balance financial liabilities are partly difficult to sell without adverse impact on the economy (foreign exchange reserves), they offset future liabilities (pension reserves) or they present low liquidity (equity assets). Gross debt is therefore a better indicator than net debt is the risk associated with an increase of interest rates.

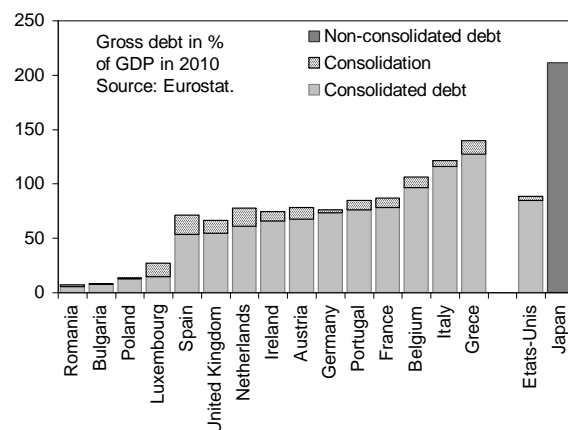
However, gross debt has poor properties in terms of international comparisons and would tend to overestimate Japanese's indebtedness by as much as 45 points of GDP when compared to conventional debt measures in Europe. There are three reasons for this:

- *Consolidation.* Both Europe and the United States perform a consolidation within and between sectors of the general government. In Japan, fiscal statistics seems to be aggregated without consolidation. After consolidation, financial liabilities are reduced in the United-States by almost 4 percentage points of GDP and by 9 percentage points of GDP in France. In Japan, the consolidation within the general government would reduce liabilities by 16 points of GDP. Beyond the general government, if one considers all public institutions (including the central banks and financial and non-financial corporations), own in total about

Japan is one of the countries for which the difference between the OECD and the IMF debt number is the largest.



Consolidation between sectors of the general government is important in Europe but is not done in Japan.



80 percent of GDP of government liabilities².

- *Scope of general government.* The gross debt indicator penalizes Japan since the scope of the general government is larger than in other countries. Foreign exchange reserves are managed in Europe by the national central banks and the ECB, which are excluded from non-financial public sector. They represent about 6 percent GDP in France, to be compared with 20 percent of GDP in Japan.

- *Exclusion of certain liabilities.* The definition of financial liabilities under the EDP statistics, the most commonly used in Europe, reduced gross debt by nearly 10 percentage points of GDP in France, by excluding for example shares and other accounts payable. In Japan, a similar statistical treatment would reduce debt by 7½ percent of GDP.

The weakness of the gross debt indicator for comparability is evidenced in the growing divergence between the statistics of the IMF and the OECD, the first closest the statistics of the Bank of Japan and the Cabinet Office, and the second somewhat lower, without clear indication on how the symmetrically reduction of assets and liabilities is achieved.

Net debt

Net debt is normally a more reliable indicator for international comparisons, as institutional differences should be cancelled out. Three reasons explain the magnitude of financial assets in Japan, around 100 percent of GDP:

- *Pension reserves.* The net assets of social security in Japan accounted for 43 percentage points of GDP in 2009 against net liabilities of 1 ½ percent of GDP in France. This difference reflects institutional differences, the pension funding focused on the distribution in France, while Japan has an additional financing by the Fund's income in retirement.

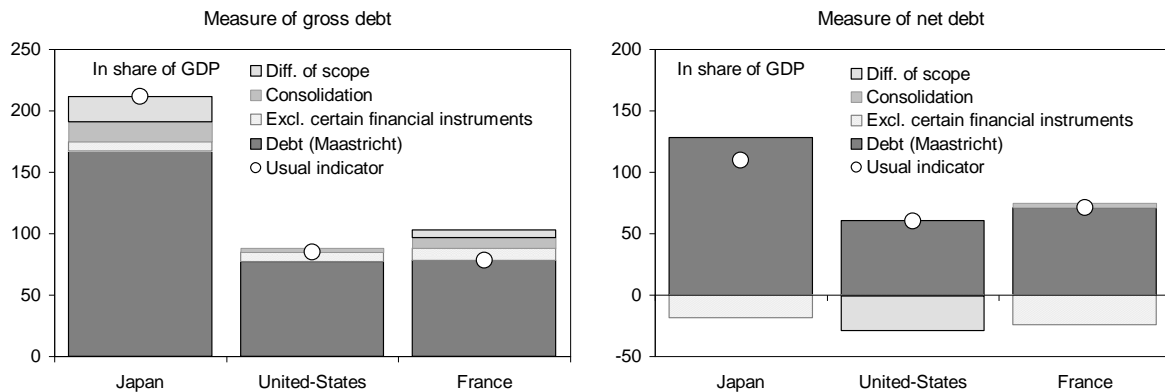
- *Foreign reserves.* They account for around 20 percent of GDP in Japan. Their growth over the past twenty years reflects both the importance of foreign exchange interventions, especially until 2004, and the accumulation of interest income from reserves.

- *Bank deposits.* They also represent 20 percent of GDP in Japan, against only 4 percent of GDP in France. The weight of bank deposits reflects in part the role of public financial

² In their discussion of measurement of public debt in Japan, Broda and Weinstein (2004) somewhat confuse the issue of netting-out and consolidating: not all general government assets however can be consolidated. They also extend the scope of the government considered to include all public institutions, including financial institutions and the postal savings, and in some calculations the Bank of Japan. They do acknowledge indirectly that all government assets are not alike in terms of marketability or liquidity, by not netting-out also physical assets (buildings and real estate), which represent about 100 percent of GDP in Japan. If applied, this would reduce Japanese net liabilities to only 10 percent of GDP.

institution, the FILP (Fiscal Investment Loan Program), responsible for policy and loan guarantees from the state.

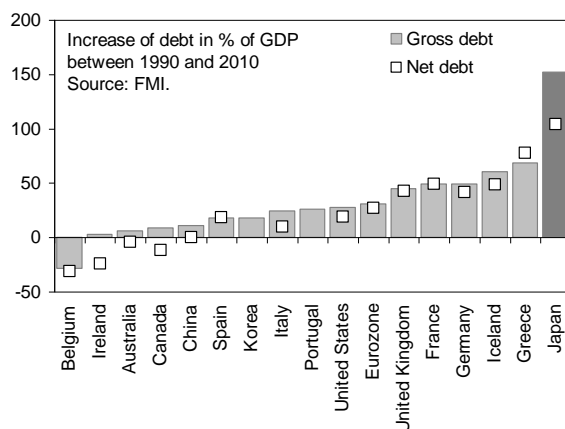
Using the same measure of net debt as in Europe would raise net debt in Japan by about 20 percent of GDP, mostly because this measure excludes some shares owned by the government.



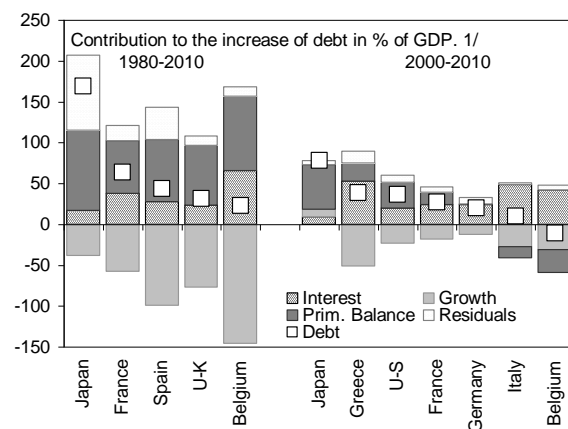
Present value of future debt

The present value of debt, a somewhat difficult indicator to construct, would be a more accurate indicator of long-term sustainability. Both gross and net debt indicators give only an image of the indebtedness at a given time. Whatever their imperfections, both indicators also show an increase of debt by 100 or 150 points of GDP of the Japanese debt over the past thirty years, the largest increase within the OECD.

Within OECD countries, the increase of both gross and net debt has been the largest in Japan over the past 30 years...



... but the factors behind such dynamics differ widely between countries.



1/ Using a standard debt dynamics equation, where b is the debt in share of GDP, i the implicit nominal interest rate, g the nominal growth rate of GDP, dp the primary deficit and ε a residuals (reconciliation):

$$b = (1 + i)/(1 + g)b_{-1} + dp + \varepsilon$$

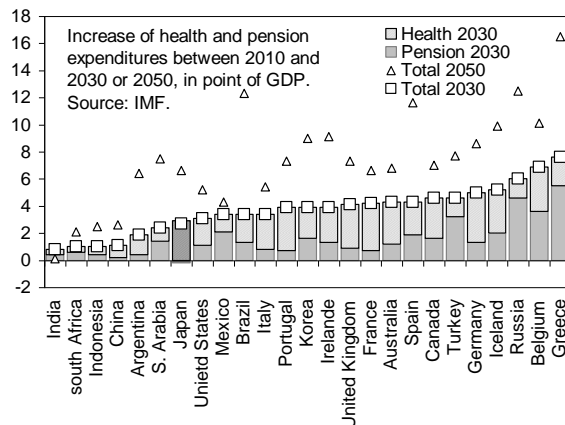
Those two indicators, however, provide little information on the evolution of future debt. Studies taking into account the implicit liabilities resulting from fiscal commitments with respect to the pension and health expenditures show that total debt, including implicit debt,

could be between 3 and 4 times larger than the traditional measurement of debt at a given time.

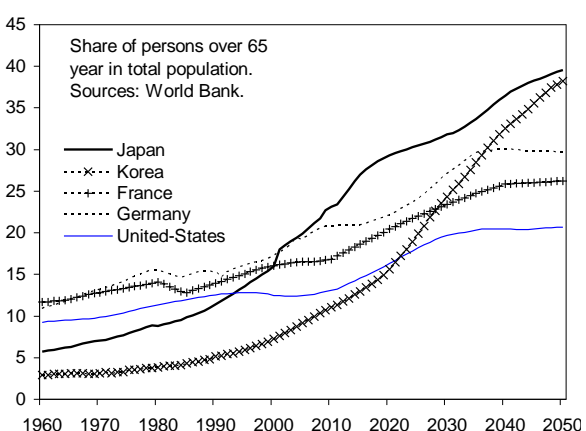
It might be possible that on this last indicator, Japan could be doing better than comparator countries for at least two reasons:

- The welfare state in Japan is relatively more frugal than in other OECD countries. According to an IMF study, pension expenditures in 2010 were 10.3 percent of GDP against 11.6 percent on average in continental Europe and health spending were 6.9 percent against 7.2 percent in continental Europe.
- The demographic shock is already partially taking place in public expenditures in Japan, while it is less so in other countries. According to the same IMF study, pension expenditures are due to increase by 0.7 points of GDP between 2010 and 2050 against 1.2 among advanced economies. Over the same period, health expenditures are to increase by 5.9 points of GDP in Japan against 6.9 points among the advanced economies.

Fiscal pressures due to aging could be lowered in Japan than elsewhere according to the IMF...



... in part because Japan has experienced the aging of its population earlier than other countries.



We have two caveats regarding those estimates. These estimates of social security expenditures are based on national sources and we have demonstrated their weakness in terms of comparability of indebtedness. In addition, they do not encompass the full picture. Assessing future budget pressures require to take into account the entire government revenues and expenditures, including the debt burden that should rise sharply when interest rates are normalized in Japan.

III. CONCLUDING COMMENTS

Gross debt statistics, which present a level for Japan about twice the size of that of comparator countries, tend to exaggerate the relative indebtedness of Japan for several reasons (absence of consolidation, wider scope of the general government...). By making various statistical adjustments to make Japanese statistics comparable to European debt

statistics, the Japanese gross debt may be lowered by almost 45 points of GDP. Net debt statistics offer a more robust indication of the debt but are not fully comparable either. Regardless of the current measure of debt, Japan is the country that has experienced the greatest deterioration in debt over the past thirty years. Going forward, Japan could have certain advantages, with a relatively frugal state and a possible lower drift of social security expenditures.

REFERENCES

Christian Broda and David Weinstein, 2004, "Happy news from the dismal science: reassessing Japanese fiscal policy and sustainability", NBER Working Paper, No. 10988.

IMF, 2010, "From Stimulus to Consolidation: Revenues and Expenditure Policies in Advanced and Emerging Economics", Fiscal Affairs Department.

ANNEXES

Table 1. Assets and Liabilities of the General government in 2009, by instruments and subsectors (in share of GDP) 1/

Country: Source:	Japan						United States			France		
	Bank of Japan			Cabinet Office			Fed. Res. Board			INSEE / BDF		
	Assets	Liab.	Net	Assets	Liab.	Net	Assets	Liab.	Net	Assets	Liab.	Net
			liab.			liab.						liab.
By instrument												
a- Financial	102.0	211.5	109.5	105.6	214.9	109.3	24.7	84.6	59.9	45.8	96.6	50.8
Deposits	17.5	...		16.3	...		11.3	0.2		5.6	3.7	
Loans	7.5	36.0		12.5	37.3		10.9	...		3.1	12.1	
Securities excl. shares	25.5	167.9		25.8	165.7		2.9	66.8		3.0	70.9	
Treasury bills	1.6	13.6			0.6	...		0.8	25.5	
Treasury bonds	16.9	117.8			1.2	50.2		2.1	45.1	
Local bonds	1.6	13.6			0.0	16.6		
Public enterprises	2.2	4.9		
Other	3.1	18.0			1.1	...		0.1	0.3	
Equity	20.6	3.7		22.4	5.7		4.6	...		21.4	0.0	
Foreign assets	24.6		0.7	
FX reserves	20.5	
Other	6.3	3.9		28.6	6.2		-5.6	17.6		12.6	9.9	
b - Non-financial				99.0		72.6	...	
Dwellings				71.7		47.4	...	
Real estate				27.3		25.2	...	
Total				204.6	214.9	10.3				118.4	96.6	-21.8
Nb. Maastricht accounting												
Financial										6.9	78.1	71.2
Deposits										...	1.1	
Loans										...	10.9	
Securities excl. shares										...	66.2	
By level of government												
a - General government												
Aggregated	102.0	211.5	109.5				28.4	88.3	59.9
Consolidation				-3.7	-3.7	0.0
Consolidated				24.7	84.6	59.9	6.9	78.1	71.2
Central government	43.7	175.6	131.9				10.0	67.1	57.1	5.0	67.0	62.0
Local government	14.1	35.2	21.1				18.4	21.2	2.8	0.7	8.2	7.6
Social security	44.2	0.7	-43.5				1.3	2.8	1.5
o.w. pension	39.4	0.2	-39.2			
b- Other public institutions												
Central bank	27.3	25.3	-2.0				16.1	15.9	-0.2	26.6	25.2	-1.4
Pension of civil servants 2/				28.3	...	-28.3			
Financial institutions												
Fiscal Loan Fund (FLIP)	37.8	37.4	0.3						
Other financial institutions	30.6	27.7	2.9									
Japan Post 3/	48.7	47.3	1.4									
GSE							21.34	21.08	-0.3			
GSE guarantees							38.08	38.08	0.0			
Non-financial public institut.	6.2	22.1	-15.9						
Total (indicative, non consolidated)	252.6	371.3	96.1				132.2	163.3	31.1			
Memorandum												
Pension fund	39.4						28.3					
o.w. investment in public securities	20.0						12.1					

Sources: FFA/Bank of Japan (BOJ) and Cabinet Office (CAO); Reserve Federal; INSEE and Banque de France.

1/ Official statistics only.

2/ Technical, inscription of rights of civil servants over the pension system as a liability.

3/ Data for 2006.

Table 2: Ownership of public assets by public entities

Owner \ Issuer	Gal. gov.	of which			Central bank	Fin. public inst.		Non-fin. public instit.	Japan Post	Total assets	o.w. on public sector
		Central	Local	Social security		FILP	Other				
General government	16.1	14.4	1.6	0.0	0.6	14.0	0.0	2.2	0.0	102.0	32%
Central	1.7	1.7	0.0	5.2	43.7	16%
Local	0.3	0.1	0.1	0.1	...	14.1	3%
Social security 1/	14.1	12.6	1.5	8.8	...	2.0	...	44.2	56%
Central bank	15.6	15.6	27.3	57%
FILP	0.3	0.3	0.0	...	0.5	...	18.2	...	18.2	37.8	99%
Financial public instit.	25.5	9.1	16.2	0.2	5.9	...	30.6	103%
Non fin. public instit.	0.3	0.3	0.1	0.0	0.1	1.0	...	6.2	22%
Japan Post 2/	29.6	27.7	1.8	...	0.7	16.9	0.9	1.1	...	51.9	95%
Total liabilities	211.5	175.6	35.2	0.7	25.3	37.4	27.7	22.1	51.0		
o.w. with public sector (%)	41%	38%	56%	26%	5%	82%	69%	46%	...		
Net liabilities	109.5	131.9	21.1	-43.5	-2.0	-0.3	-2.9	15.9	-0.9		

Sources: author.

Table 3: Construction of comparable measure of general government indebtedness for Japan

	Japan			United-States			France		
	Assets	Liabilities	Net liab.	Assets	Liabilities	Net liab.	Assets	Liabilities	Net liab.
Components of indebtedness									
(1) Scope of Jap. general gov.	102.0	211.5	109.5	56.7	88.3	31.5	52.3	103.1	50.8
Excl. public servants pension funds				-28.3		28.3			
(2) Scope of the U.S. gal. gov.									
Excl. foreign exchange reserves	-20.5	-20.5	0.0				-6.5	-6.5	0.0
(3) Scope of the gal gov. in Europe	81.5	191.0	109.5	28.4	88.3	59.9	45.8	96.6	50.8
Consolidation	-16.1	-16.1	0.0	-3.7	-3.7	0.0	-4.9	-8.6	-3.8
(4) Consolidated general gov.	65.5	174.9	109.5	24.7	84.6	59.9	40.9	87.9	47.0
Excl. of some fin. instruments	-26.1	-7.6	18.6	-8.1	-7.3	0.8	-34.0	-9.9	24.1
(5) Scope of gov. under Maastricht	39.3	167.4	128.0	16.6	77.3	60.7	6.9	78.1	71.1
International definition									
Debt according to the IMF	106.3	216.3	110.0	24.7	84.6	59.9	9.7	78.1	68.4
Definition used by the IMF	(3): BOJ, Flows of Funds			(4): Consolidated Nat. Acc.			(5): Maastricht definition		
Debt according to the OECD	84.0	194.1	110.0	25.3	84.3	59.0	40.0	89.2	49.3
Definition used by the OECD	(3): BOJ, some adjustment			(4): Consolidated Nat. Acc.			(4): National Accounts		
Statistical difference (1)-(5)	62.7	44.1	-18.6	40.1	11.0	-29.1	45.4	25.0	-20.4
Memorandum									
External assets									
Managed by the central bank	1.6			0.67			3.7		
Managed by the gal. government	26.1			0.29			...		
o.w. public pension funds	5.6				

Source: author.

Note. In bold and underlined, the most commonly used indicator of public debt.

HOW INFORMATIVE ARE INFLATION INDICATORS IN JAPAN?

April 2015
Brieuc Monfort

INTRODUCTION

Escaping deflation in Japan seems an elusive task. Two years after the central bank launched an aggressive monetary policy called Quantitative and Qualitative Easing (QQE) in April 2013, Japan might again experience a period of deflation. The Bank of Japan claims that the return to deflation will be temporary, mostly related to one-off factors such as the decline in oil price, and that inflation expectations are now on an uptrend, demonstrating the impact of monetary policy.

At the same time, temporary factors such as the increase of imported food items related to the depreciation of the exchange rate, also did contribute to the increase of inflation in the past two years. Moreover, measures of inflation expectations could be unreliable: survey-based inflation expectations are strongly upward biased, display a high inertia and a high correlation with current inflation, while market-based inflation expectations are more volatile or usually related to a horizon beyond the one of monetary policy. It is also disconcerting that the Bank of Japan (BOJ) under the previous governor was using a similar argument about inflation expectations to argue that monetary policy was then appropriate because household inflation expectations were well anchored.

Correctly reading inflation numbers is crucial not just as a guidance for future monetary policy: in August 2006, the rebasing of the Consumer price index (CPI), led to a decline of inflation by 0.5 percent on average, about twice the market expectations, and a shock to interest rate known as the "CPI shock".

This paper discusses the properties of various inflation indicators for Japan, from core indicators to inflation expectations, and study which ones are better predictors of the inflation target. The focus is on the information content of these indicators, while the study of their economic determinants (whether monetary factors, wages and imported prices, or inflation expectations, as in traditional modeling using money demand, cost-push factors, or a Philipps curve) is left to another paper. The first section discusses different measures of core inflation and the impact of temporary factors, including the impact of the consumption tax increase. The second section discusses inflation expectations of households and inflation forecasts produced by professional forecasters and the central bank. The final section concludes on the risk of a return to deflation. Throughout the paper, a better understanding of the properties of inflation indicators in Japan is obtained by regular comparison with similar indexes in the U.S. and in the euro area.

MAIN CONCLUSIONS

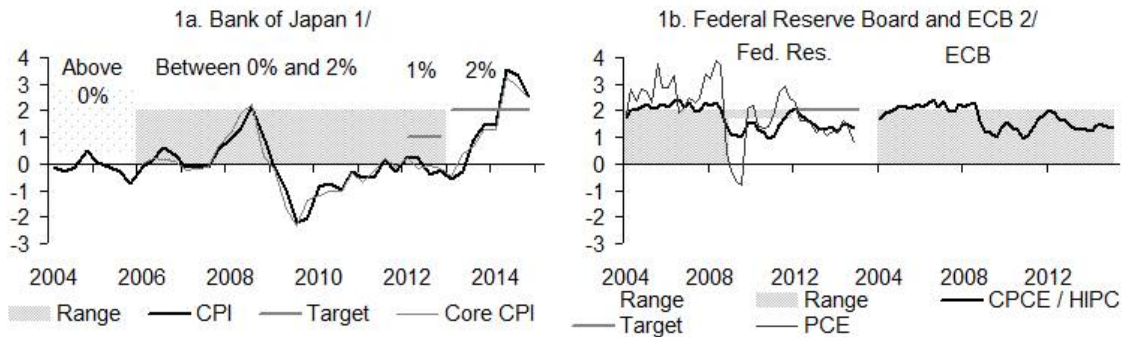
- (1) The main inflation indicator in Japan, a fixed-weight CPI index, presents an upward bias around 0.5% compared to the chain-weight U.S. Personal Consumption Expenditures index but possibly as large as 1-2% compared to "true inflation"; it is however broadly comparable with the euro area HCPI index, despite the inclusion of imputed rent.
- (2) The consumption tax increase in April 2014 led to an upward shift of inflation of around 2%, with a high pass-through of consumption tax to prices and an impact concentrated on the date of the tax increase. Given the moderation of prices in the immediate period preceding the tax hike, it is possible that price increases were artificially delayed in early 2014, suggesting stronger deflationary pressures one year after in early 2015.
- (3) Both core indexes excluding items beyond fresh food (for example excluding food and/or energy) and trimmed indexes suggest a much more persistent low inflation since the launching of QQE than headline or traditional core indexes. Over the past two years, headline inflation (excluding the impact of the consumption tax) has been of average of 0.9%, against 0.8% for core inflation, but 0.6% for inflation without energy and 0.4% for inflation without food and energy. Trimmed indexes, removing the most volatile components of the consumption basket, also suggest much lower inflation, at 0.1% when trimming 10% of the index, but at -0.1% when trimming 20% or 30% of the most volatile component. Trimmed indexes in Japan are however poor predictors of future inflation, because of the tendency of prices to change infrequently but by a relatively large number (about 8% of absolute price changes over 5%), unlike the U.S. for example.
- (4) Household inflation expectations are poorly informative about future inflation. We replicate survey-based inflation expectations by constructing a simple proxy indicator of inflation expectations assuming that consumers overweight goods frequently purchased and price increases over price declines. Survey based inflation expectations also display a strong inertia to recent price changes.
- (5) Inflation forecasts produced by experts from the private sector (ESP/JCER) are a better guide to future inflation than official BOJ forecasts, which display both an upward bias and lower forecast accuracy. While private forecasts suggest that inflation expectations have risen with QQE, they remain volatile and have been significantly revised downward in early 2015 at a horizon of one year to 0.4%. At a horizon of two years, they remain around 1.2%, well below the BOJ's inflation target of two percent.
- (6) Despite the evidences above about the persistence of low inflation in Japan after QQE and the risk for Japan to reenter temporarily deflation, a standard index on deflation risk shows that macroeconomic and financial conditions are much better in Japan now than in the previous instances where Japan entered deflation (1994, 1998, and 2008). The index (on a scale from 0 to 1) is currently at 0.36 in Japan, against 0.80 in the three previous entries into deflation, 0.45 in the euro area, and 0.18 in the U.S.

I. MEASURING CORE INFLATION

Having an accurate and reliable measure of inflation appropriate for monetary policy is far from straightforward. Ito (2004) argues that the uncertainty about the right inflation measure was one of the reasons why, in early 2000s, the Bank of Japan (BOJ) decided not to adopt inflation targeting. He points that the BOJ specified in October 2003 two conditions to exit the Quantitative Exit (QE) policy, a backward looking one with a floor on inflation excluding perishable "above zero for a few months", and a forward looking one with inflation projected not to fall back to deflation¹. Under the policy of Quantitative and Qualitative Easing (QQE) launched in April 2013 the BOJ adopted a "price stability target of 2 % in terms of the year-on-year rate of change in the consumer price index (CPI) at the earliest possible time, with a time horizon of about two years".

While the target is in terms of the overall CPI, for operational purposes, the BOJ has long relied on a core Consumer price index excluding fresh food (CPIX). A forecast of core inflation for the next fiscal year is published in the semiannual Outlook for Economic Activity and Price, and the forecast horizon has been extended to two years in 2005 and to three years in 2013. Until 2012, the same report presented two competing inflation indicators, the CPIX, produced by the Statistics Bureau of Japan (SBJ), and the Corporate Goods Price index (CGPI), produced by the BOJ.

Figures 1a and 1b. Central bank's objective and inflation outcome (2004-15)



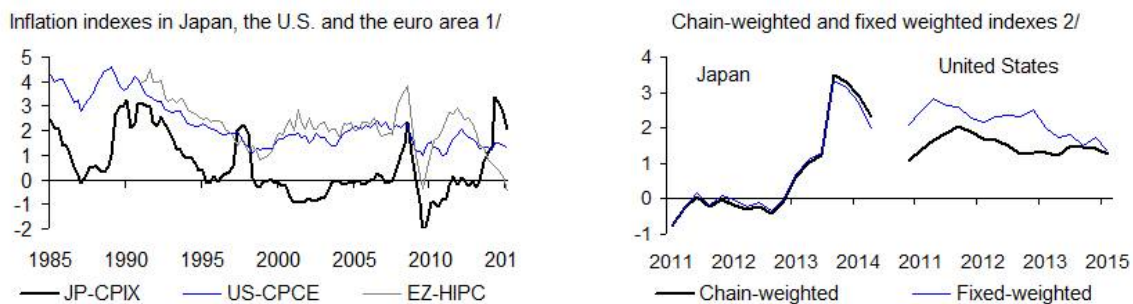
1/ Including impact of consumption tax. Objective above 0% since Oct. 2003, range of 0-2% since Oct. 2006, "goal" of 1% in February 2012, "target" of 2% in January 2013. 2/ For the U.S., inflation range of 0-2%, then FOMC long-term inflation expectations of 1.7-2% since 2009 and inflation target of 2% in Feb. 2012. For the ECB, inflation "below but close to 2%" with the understanding that deflation or inflation above 2% are inconsistent with price stability. Sources: Statistical Bureau of Japan; U.S. BLS; Eurostat and ECB.

¹ However, neither the condition for the inflation ceiling nor the period to achieve the inflation objective were specified. In March 2006 and again in December 2009, the "understanding of medium-to-long-term price stability" was defined as "in the range approximately between 0 and 2%". The BOJ moved one step closer to inflation targeting by announcing in February 2012 a "price stability goal in the medium to long term" of 1% and in January 2013 a "price stability target" of 2%, but both times with no clear horizon.

1. How different are the main inflation measures in Japan, the U.S., and the euro area?

The core CPI index used by the Bank of Japan as the operational target for monetary policy presents three characteristics which distinguish it from the principal indicators used by the Federal Reserve, the core Personal consumption expenditures (PCE) indicator, and by the ECB, the Harmonized consumer price index (HCPI): (1) unlike the first, it is a Laspeyres fixed-weight index and as such present a upward inflation bias; (2) unlike the second, it includes imputed rent; (3) finally, Japanese core index excludes a lower share of products than its U.S. counterpart, while the ECB does not formally use a core index (cf. Figure 2a).

Figures 2a and 2b. Main inflation indicators in Japan, the U.S. and the euro zone.



Sources: Statistics Bureau of Japan; U.S. BLS; ECB.

1/ Japan: core CPI (excluding fresh food); United States: core PCE (excluding food and energy); EZ: harmonized CPI index.

2/ For Japan, fixed-weighted core CPI index (main index) and Fisher chain-weighted core index; for the U.S., chain-weighted core PCE deflator (main index) and fixed-weighted urban core CPI.

(1) Fixed-weight indexes as in Japan (or in the euro area) tend to overstate inflation, because they do not account for shift of expenditures and substitution between items in the consumption basket. The extent of the upward bias however is unclear.

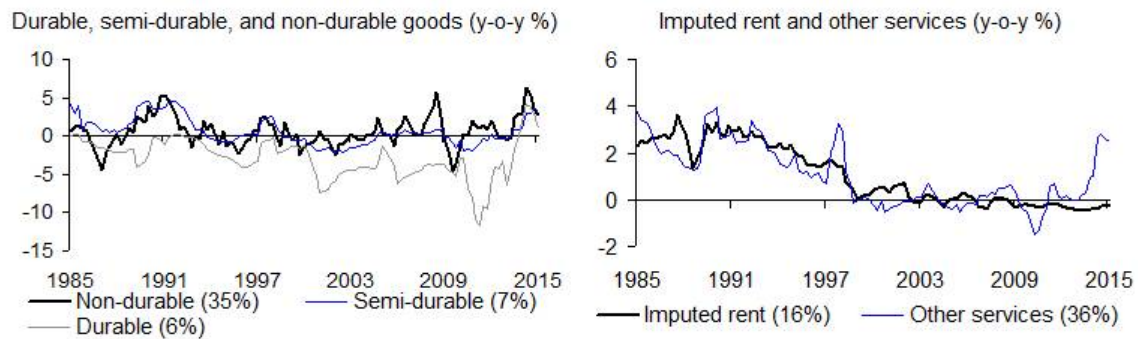
Shiratsuka (1999) estimates the bias of the 1995 version of the index at 0.9%, but the index has been rebased four times since then (every five years). Ariga and Matsui (2003) estimate a smaller bias at 0.5%. One crude alternative measure of the bias is to compare the inflation numbers in a base year, using the new and the old weights: this comparison produces a downward revision of inflation of 0.5% in 2005 and of [0.6]% in 2010. Since 2010, to correct for the substitution bias, the Statistical Bureau of Japan (SBJ) in the Ministry of Interior and Communication, which produces the CPI index, presents a complementary chain-weighted index: while occasionally displaying an upward bias of up to 0.5%, the chain-weighted index has the same average as the core CPI over the past five years (Figure 2a).

Handbury, Watanabe, Weinstein (2013), using micro-data from the Nikkei Point of Sales database suggest that the bias is actually time-varying, and stronger for higher inflation: if a fixed-weight index measures an inflation of zero, "true" inflation is actually of -0.8%; if inflation is of 2%, "true" inflation is actually of 0.2%. The PCE with variable weights used in the U.S. corrects in part this upward bias, but not fully: with an inflation measure of 2%, "true" inflation is actually of 1%. The measure based on Nikkei database covers however

only 17% of the CPI index and it is unclear whether these results can be applied to the full CPI index².

(2) The CPI index in Japan also includes imputed rent (the rent in owner-occupied housing), as in the U.S. but unlike in the euro area. Over the past five years, since imputed rent has experienced a persistent deflation of 0.3% against an average inflation of 0.1%, this feature would tend to produce a lower inflation number in Japan than in the euro area (Fig. 3). Despite the large weight of imputed rent (15%), the difference however is no more than a rounding error, contributing to deflation by less than -0.05%.

Figures 3a and 3b. Main components of headline inflation in Japan



Sources: Statistical Bureau of Japan.

(3) Finally, the core inflation index used by the BOJ only excludes fresh food, which represents 4% of the index. This is low by comparison of the core indexes used in the U.S. or in the Euro area. The core PCE in the U.S. excludes food and energy, which represent respectively 13% and [8%] of the index. The food component is much heavier in Japan, twice as large as in the U.S. but comparable to the euro area (after correcting for imputed rent). It has declined marginally over time with successive re-weighting of the index (from 27% in 2000 to 25% in 2010). By contrast, the energy component (distributed among fuel for housing and gasoline for transportation) has gradually increased. For the euro area, most

² While the measure of the inflation bias is beyond the scope of this paper, the results of Handbury et al. (2013) have important implications for monetary policy. The Japanese CPI is a fixed-weight Laspeyres formula. The U.S. CPE deflator is a chain weighted Fisher index, which reduces the upward bias due to substitution effects and changes in consumption patterns. Handbury and al. (2013) use a Törnqvist index, which corrects for an additional aggregation bias. They suggest that the new inflation objective of 2% since April 2013 is in reality an objective of price stability. By contrast, the inflation objective of "price stability" in the early 2000s or the inflation goal of 1% defined in February 2012, were actually closer to persistent deflation of -0.8% or -0.4%. Also, while both the BOJ and the Fed aim for 2% inflation, given the difference in measurement, the BOJ is actually aiming for a "true" inflation of 0.2% while the Fed is aiming at an inflation rate of 1%. Shiratsuka (1999) or Ariga and Matsui (2003) however, using both Fisher and Törnqvist indexes but at a much more aggregated level, did not report significant differences between the two indexes.

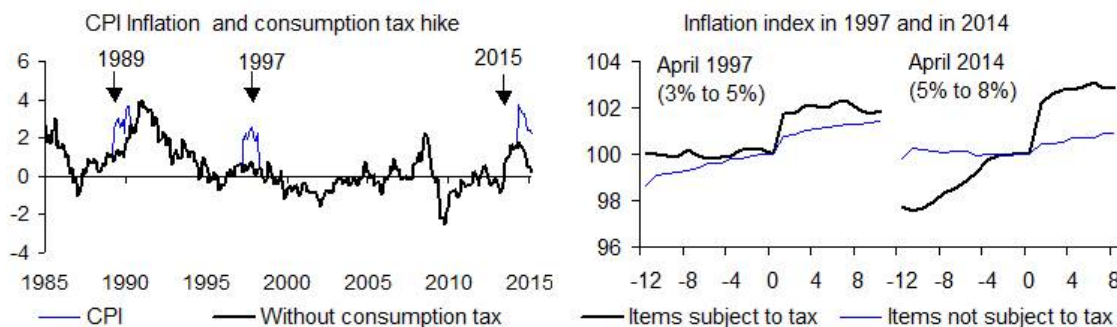
inflation forecasts are related to headline inflation (Survey of Professional Forecasters or ECB and Eurosystem staff forecasts), although Eurostat/the ECB also published a core index excluding unprocessed food and energy, covering together 18% of the CPI basket. Cf. Annex table 1 for the weights of the CPI index.

2. What is the impact of the consumption tax hike on inflation?

The increase of the consumption tax complicates the reading of inflation numbers, not just because it affects the overall level of prices, but also because it can lead to tax smoothing or specific pricing strategies by firms and retailers. However, detailed analysis of prices suggests that the pass-through of consumption tax to prices is almost full and concentrated on the date of the tax hike³.

In Japan, the consumption tax does not apply to 34 items accounting for 28% of the consumer baskets, in particular rent and imputed rent (18.6% of the basket), fire and automobile insurance (2.5%), school fees (2.3%), automobiles (1.8%, subject to a specific tax), as well as a few specific charges (water and sewage, hotel, bathing, golf practice).

Figures 4a and 4b. Impact on consumption tax hike on inflation in Japan



Sources: Statistical Bureau of Japan and author's estimates.

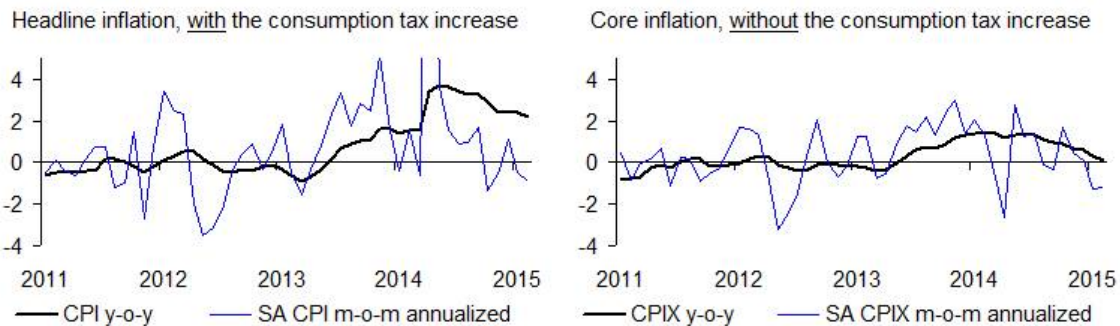
Assuming a full pass-through of the consumption tax to consumer would result in an increase of headline CPI by 2.15% and of core inflation by 2.10%. The board of the Bank of Japan produces two forecasts of core inflation, with and without the impact of the consumption tax, the second one lower by about 2.0%. Besides, the Bank of Japan also produces two series with and without the consumption tax, the Corporate Goods Price Index (CGPI) and the Services producer price index (SPPI). In April 2014, the increase of prices related to the consumption tax only was of 2.7% for goods and 2.6% for services. Applying these increases to items affected by the tax hike gives an overall impact of 2.0%, similar to estimate of the

³ Beyond the one-off impact of the consumption tax hike, consumption tax may also a long-lasting impact, for example due to spillover into wages and back into inflation.

board of the Bank of Japan (or to ESP inflation forecasts with and without the impact of the consumption tax). This suggests that the pass-through is high in Japan, around 90%⁴.

The increase in price seems also concentrated on the date of the increase. Still, items subject to the tax increase have moderated before the tax increase, in 2014 and to a lesser extent in 1997. This contrasts with the experience of Germany in 2007, when the increase of consumption expenditures before the tax hike allowed suppliers to increase the price to take advantage of greater demand (Carare and Danninger, 2008). The pass-through coefficient in Germany of value-added tax (VAT) to inflation is also reported to be much lower than in Japan, at 73%. The impact of the increase of VAT in France in 1995 also shows a lower pass-through than in Japan, at 80%, but unlike in Germany, the impact was spread over the first three months after the official tax increase (Gautier and Lalliard, 2013)⁵. In both Germany and France, the increases of consumption tax were similar to Japan (respectively 3% and 2%) but covered a much narrower fraction of the consumer basket (respectively 60% and 57%, against 72% in Japan).

Figures 5a and 5b. Annual and monthly annualized inflation, with and without consumption tax increase



Taking into account the two facts above (moderation of prices before the tax increase and higher pass-through than in comparator countries) could lead to an alternative reading of inflation numbers: prices were lower than expected in 2014Q1 because retailers were waiting for the impact of the consumption tax to pass price increases; prices should have been higher in 2014Q1, which means that inflation is actually weaker in 2015Q1 than indicated by the year-on-year inflation rate. Annualized seasonally adjusted monthly inflation (Figures 5) also

⁴ The analysis of the impact of the consumption tax hike in April 1997 gives a similar result. By contrast, in April 1989, the introduction of the consumption tax mostly replaced existing indirect taxes and the contribution of the consumption tax hike to inflation was much smaller. Anecdotal evidences support this result, for example the ordinary JR fares (weight of 0.3%) have been flat since 1989, with two exceptions: a 1.8% increase in April 1997 and a 2.8% increase in April 2014, consistent with a pass-through of around 92-93%.

⁵ These authors also estimate that in 2012 and 2013, six euro-area countries increased VAT, contributing to increase of inflation by 0.5 percent (against an overall inflation increase of 1.9%).

suggests stronger deflationary pressures in early 2005, but the volatility of this index makes it harder to interpret than annual inflation.

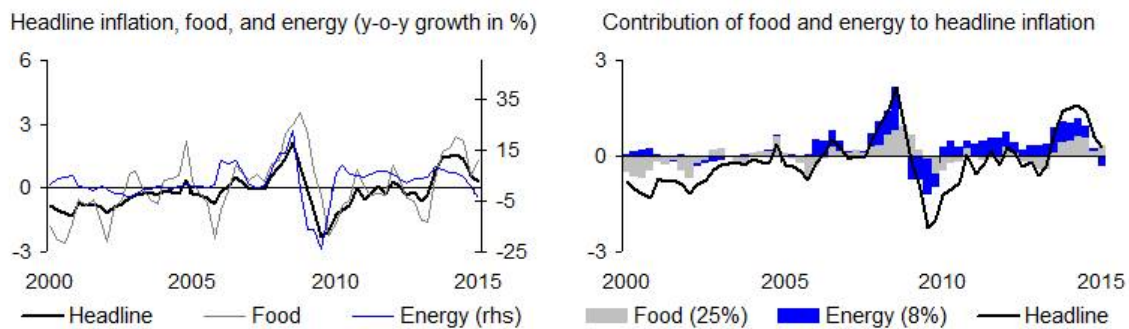
Given the characteristics of consumption tax in Japan (large increase, almost full pass-through to prices, broad impact on the consumption basket), we analyze in the following sections the evolution of inflation without the impact of the consumption tax. As a first approximation, we neglect both the possible moderation of prices before the hike and second-round effects. To produce a time series of trend inflation without the impact of the consumption tax, we reduce on the date of the tax increase the price of items subject to it by the amount of the tax, allowing for a pass-through coefficient of 90%.

3. What are the alternative measures of core inflation in Japan?

Indexes of core inflation allow to abstract from transitory factors and aim at identifying the permanent component of inflation. In addition to the CPIX index used by the BOJ, we propose two sets of alternative measures of core inflation: (1) one set based on the exclusion of specific components (food or/and energy); (2) another set based on the exclusion in a given period of the most volatile components, by using a trimmed index.

- **Core inflation indicators.** Excluding fresh food, total food, energy, and both food and energy leads to indexes covering respectively 96%, 75%, 93% and 68% of the original consumption basket. This exclusion could be justified to the extent that these items present a specific volatility but it is problematic if a food or energy price shock has a long-term influence on inflation either because of second-round effects (for example, impact on service prices because of higher wages or input costs) or because their are long-lasting, as in 2007-08.

Figures 6a and 6b. Food and energy, growth and contribution to inflation

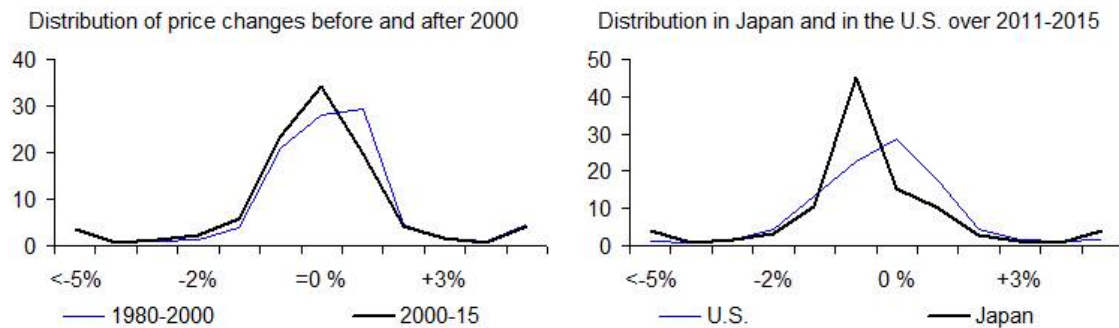


Source: Statistical Bureau of Japan; author's estimate.

- **Trimmed indexes.** Trimmed indexes exclude a fixed portion of the items with the largest declines and with the largest increases. They allow removing on-off large adjustments, for example a spike in one item's price because of supply disruptions. As such, they tend to give a sense of the general direction of inflation. Two main parameters can define trimmed indexes: (1) the proportion of items that are excluded, for example 10% or 20% of items with the largest variation; (2) the symmetry or asymmetry of the trimming procedure.

In general, trimmed indexes with symmetric exclusion of the largest and the smallest changes tend to be systematically biased downward because of the tendency of prices to increase sharply but to moderate gradually (Silver, 2006). The pattern of price changes in Japan is however different from the U.S., not just because of deflation which shift the distribution to the left, but also because of a larger fraction of prices unchanged from one month to the next (60% of the items with absolute variation of less than 0.5% against 50% in the U.S.) and larger significant changes (8% of prices with absolute variations above 5% against 3% in the U.S.). We only report here the results of the trimmed indexes.

Figures 7a and 7b. Distribution of monthly price change in Japan and in the U.S.

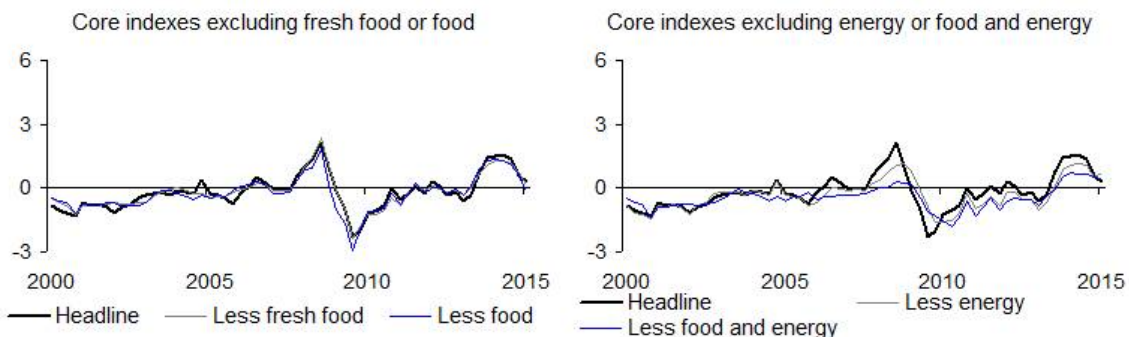


Source: Statistical Bureau of Japan; U.S. Bureau of Labor Statistics; author's estimate.

Note. LHS chart, interval of 1 point, for example, -2% for [-3%,-2%], save for 0% (no price change). Price index with one decimal. RHS chart: interval of 1% with 0% included in the [0%-2%] interval. U.S. data is available at a more aggregated basis than for Japan (179 items instead of 588), which tend to smooth the distribution.

Both core indexes excluding food and fresh food closely track overall CPI inflation (Figure 8a). Despite the higher volatility of fresh food prices, the proximity of CPI and CPIX could be expected given the low weight of fresh food products. By contrast, the fact that excluding a quarter of the inflation basket has no incidence on the inflation trend is more surprising. Inflation excluding food is slightly lower than headline inflation in the past two years, but this reflects in part a stronger decline of food prices in late 2012.

Figures 8a and 8b. Core indexes by exclusion of certain products

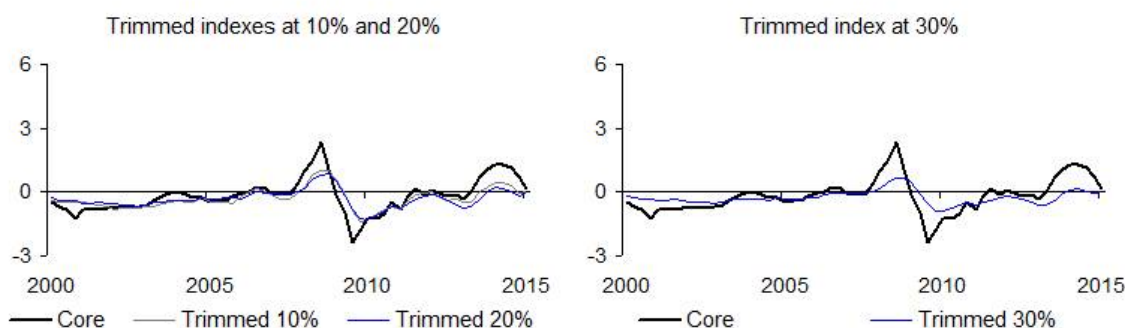


Source: Statistical Bureau of Japan; author's estimate.

Excluding energy show a stronger deflationary trend in 2008-12, with non-energy inflation at -0.4%, about twice headline inflation (Figure 8b). Energy prices have also contributed to boost inflation in 2013-14 before contributing to depress it in early 2015. Overall, inflation since the change of monetary policy in April 2013 is of only 0.6%, against 0.9% for headline inflation.

Finally, trimmed indexes (with a cut-off at 10%, 20% or 30%) also suggest a stronger deflationary trend in 2008-2012, not so different from the deflation in the previous decade (Figure 9a and 9b). Core indexes and trimmed indexes provide a very different reading of the two recent episodes of exiting deflation. The core inflation index excluding food and energy shows that inflation was barely above zero in 2008-09, suggesting that positive inflation was mostly induced by commodities. By contrast, the increase in 2013-14 is affecting a broader range of product. For the period 2013-14, trimmed indexes are significantly lower than headline inflation, suggesting that inflation was driven by a few large price increases, rather than by a large number of small price increases, as seen to have been the case during the commodity price induced inflation in 2007-2008.

Figures 9a and 9b. Trimmed indexes



Source: Statistical Bureau of Japan; author's estimate.

4. What are the properties of core inflation indicators?

The choice between different core inflation indexes depends on their intended use, that is, whether the index is used to identify current inflation trends, measure inflation produced by excess aggregate demand, or provide an indication of future inflation. The desirable properties of the core inflation indexes discussed here are the following:

- **Benchmark.** The bias measures the deviation of the index from headline inflation while the standard deviation measures the volatility of the index. Although headline inflation is more volatile than all core inflation indexes, it remains the most comprehensive index and as such is taken as the benchmark for calculating the bias. It is also in all three countries (Japan, the U.S. and the euro area) the main goal for measuring long-term inflation performance, even though core indexed can be used as operational indicators.

- *Medium-term inflation.* The root mean square error (RMSE) measures the deviation of the indexes with the moving average (over 12, 24, or 36 months) of headline inflation. This gives an idea whether the indexes reflect medium-term inflation.

- *Attraction.* By contrast, the measure of attraction proposed by Marques et al. (2000) or Clark (2001) is more forward looking. It measures the coefficient of the regression of the difference of inflation h period ahead and current inflation with the difference between current headline and core values. Specifically, we regress: $\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^* - \pi_t) + \varepsilon_t$ where π_{t+h} is headline inflation h period ahead and π_t^* a core inflation index. The ability of core inflation to predict future overall inflation is measure by the coefficient β which we expect to be positive and close to 1.

Table 1. Properties of inflation indicators (year-on-year change over 1990-2015)

	Descriptive statistics				Medium-term inflation			Attractor property with			
	Mean	Median	Std. de	Bias	RMSE (mths)1/			horizon of (months) 2/			
					12	24	36	1	3	6	12
Headline inflation	0.13	-0.12	1.04	0.00	0.54	0.45	0.75
Exclusion-based indexes											
CPIX (excluding fresh food)	0.12	-0.12	0.98	-0.01	0.50	0.36	0.72	0.06*	0.11*	0.15*	0.21*
CPIX excluding food	0.04	-0.19	0.95	-0.09	0.52	0.35	0.71	0.04*	0.08*	0.10*	0.15*
CPIX excluding energy	0.05	-0.16	1.00	-0.08	0.49	0.46	0.65	0.05*	0.09*	0.12	0.18*
CPIX excluding food and energy	-0.07	-0.29	0.87	-0.20	0.42	0.35	0.53	0.03	0.06*	0.07*	0.11*
Trimmed indexes											
Symmetric trimmed 10%	0.18	-0.05	0.94	0.05	0.46	0.37	0.48	0.03	0.06*	0.08*	0.12*
Symmetric trimmed 20%	0.12	-0.09	0.82	-0.01	0.42	0.32	0.43	0.03*	0.05*	0.07*	0.11*
Symmetric trimmed 30%	0.13	-0.06	0.70	0.00	0.38	0.34	0.36	0.03*	0.05*	0.06*	0.09*
Additional indexes											
Tokyo CPI	0.21	-0.09	1.24	0.08	0.62	0.61	0.52	0.03	0.06	0.09	0.13
Daily scanner data	-0.43	-0.71	1.43	-0.56	1.21	1.35	1.40	0.02	0.03*	0.04	0.06

Source: author's calculations

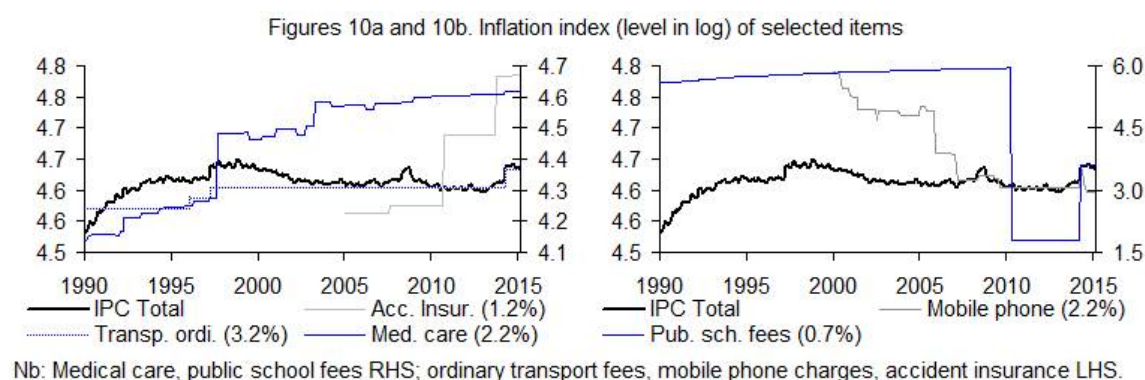
Grey Indicate the three best indicators for a given criteria

1/ Root mean square error (RMSE) of inflation indicator with moving average inflation over 12, 24, or 36 months.

2/ Coefficient beta, with * if significant at the 5% level.

Over the sample period, trimmed indexes show a lower volatility and a smaller bias than other indicators. They also tend to be good indicators of medium-term inflation. They tend to share these characteristics with the core inflation index excluding food and energy (which is the index with the highest bias however, given the trend increase of food and energy prices over the past 25 years). By contrast, they have poorer attractor characteristics than exclusion-based indicators. The core inflation index excluding fresh food presents a number of positive characteristics: a small bias with headline inflation, good property in terms of representing medium-term inflation (although inferior to trimmed indexes) and the strongest attractor characteristics at all the horizons considered. However, overall, the coefficient β remains quite small, at most at 0.21. Trimmed indicators and exclusion-based indicators are thus complementary in terms of assessing inflation trends.

We would have expected better properties of the trimmed indexes in terms of attraction. One reason for this relatively poor performance might be related to the specificity of price changes discussed above (Figure 7b): prices tend to change infrequently in Japan, but when they do, the absolute change is relatively larger. Trimmed indexes thus tend to remove valuable information about these price changes, which is detrimental to their predictive power. For example (Figure 10b), the introduction of near gratuity in secondary public school contribute to a downward shift of inflation in 0.3% in April 2010 while their increase in April 2014, still at one-tenth of their former level, contribute to an upward shift of 0.1%. Similarly, mobile phone charges or accident insurance show large but infrequent changes, contributing significantly to the CPI index but without being captured by the trimmed indexes.



Finally, we also report the results for two additional inflation indicators, the CPI index for Tokyo, and the CPI index discussed before based on scanner data (Nikkei Point of Sales database). Both indexes display a higher volatility than headline CPI, with the Tokyo CPI presenting a upward bias compared to CPI for Japan and the scanner data a downward based (as expected, given the possible measurement issues related to the headline CPI index). One advantage of those indexes are their timeliness, the first one being released one month ahead of the CPI index for Japan as the whole, the second one being continuously updated, thus allowing to have an indication of inflation trends during the course of a month.

II. INFLATION EXPECTATIONS AND INFLATION FORECASTS

The BOJ is putting a strong emphasis on inflation expectations, in our sense stronger in early 2015 than when QQE was announced in April 2013. At the time, the expectation channel was presented as one among three channels, along with long-term interest rates and asset prices, to overcome deflation. Recently Governor Kuroda has declared that "raising inflation expectations is both an objective of QQE and, at the same time, the key to implementing the QQE transmission mechanism to overcome deflation"⁶ (Kuroda, 2015). While the BOJ is

⁶ Elsewhere in the same speech by Governor Kuroda, raising inflation expectations is presented as the main objective: "changing people's expectations is the main aim of QQE". Board member Sayuri
(continued)

cautious not to claim that inflation expectations are yet well anchored (Shirai, 2015), it also claims that "medium- to long-term inflation expectations show clear increases since the introduction of QQE", referring in particular to "various surveys of economists and households". Is this claim substantiated?

1. What are the available inflation expectations and inflation forecasts?

A number of sources are available in terms of inflation forecasts and expectations for Japan, covering a wide range of economic actors - household, firms, financial market participants, policymakers, or economists (Shirai, 2015; Ueda, 2009; Annex table 2). We classify those sources in three: (1) quantitative and qualitative surveys of firms and households; (2) inflation forecasts made by policymakers, institutions, or economists; (3) market-based data.

- **Survey of households and firms.** Household surveys produced by the Cabinet Office and the Bank of Japan span only a period of 10 years. The BOJ survey provides quantitative information about the current inflation perception and the prospect for inflation the following year and five years ahead: respondents are asked to provide their inflation forecast. By contrast, the CAO survey on household price expectations proposes seven ranges as possible answers (below -5%, between -5% and -2%, etc.). Since 1974, the quarterly Tankan survey also questions firms about the direction (up, down, stable) of input and output prices. Since March 2014, the BOJ has introduced an additional survey items, on general prices. The five quarters covered show a slight decline of the inflation outlook, from 1.1% in the first three surveys, to 1.0% in the December 2014 survey and 0.9% in the March 2015 survey.

- **Survey of experts.** The ESP (Economic Survey of Professional Forecasters) forecasts are published monthly since May 2004 by the JCER research center (Japanese Center for Economic Research). The survey covers about 30-40 market economists or think tanks, which provide, among other, quarterly core inflation forecasts for up to the next two years. An alternative survey is the one provided by Consensus Forecast, which has a longer time span.

- **Market based data.** Inflation expectations can also be derived from market data, such as the break-even inflation (BEI, 10 years) or the Inflation Swap Rate. Both indicators have increased up to 1.2-1.4% after the launching of QQE, then declined around 0.8-1.0% before stabilizing recently. The QUICK Bond Survey, based on market participant expectations over two to ten years, has showed an upward trend since 2013, rising from 1.0% to about 1.4-1.5%. This survey seems to display some similar characteristics as household surveys (upward bias, sensitivity to contemporary shocks) albeit in a muted way. The increase in expectations also reflects the impact of the consumption tax hike (cf. Shirai, 2015, for a presentation and discussion of these three indicators).

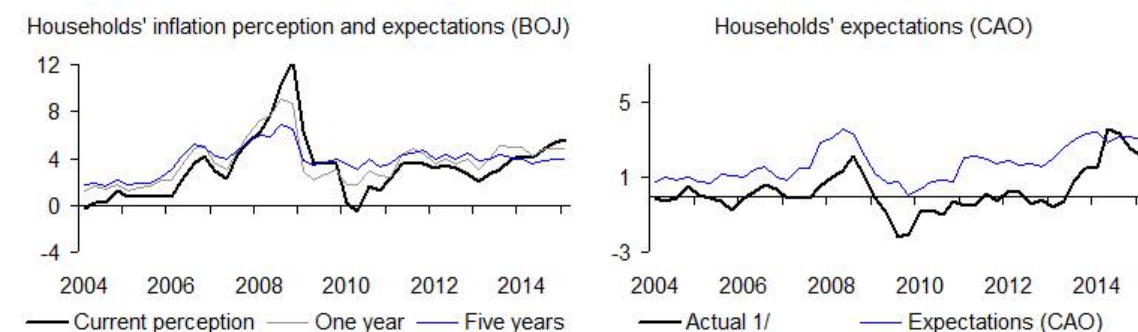
Shirai also concurs that "in achieving price stability, what matters most are the inflation expectations of firms and households, as well as their associated economic behavior" (Shirai, 2015).

We will focus here on one-year ahead expectations and forecasts for CPI, and in line with the emphasis put on it by the BOJ, on household and economist forecasts. This restricts the discussion to the BOJ and CAO household expectation surveys, as well as to some of the forecasts of the ESP forecasts.

2. Do household surveys provide conclusive evidence of higher inflation expectations?

Household survey on inflation expectations in Japan present two major shortcomings, a upward bias and a strong influence of past inflation. A number of reasons have been advanced to explain the upward bias: (1) households tend to overweight the price of goods they purchase frequently, such as more volatile food items in contrast to durable goods (Shimizu, 2008); (2) in survey "they tend to respond 'zero percent' even when they expect prices to fall" (Nishiguchi, Nakajima, and Imakubo, 2014); (3) finally, they do not adjust for the quality improvement of the products but perceive rather the nominal price of a given good. Households tend to place a high weight on recent inflation in forming inflation expectations, which would lead to high sensitivity to contemporaneous shocks. Figures 11a and 11b illustrate that both the BOJ and the CAO measure of households' inflation expectations show a strong upward bias, stronger for the former than the later (at 3.7% against 1.5%), as well as a strong correlation with past inflation.

Figures 11a and 11b. Households' inflation perception and inflation expectations



1/ Actual: y-o-y CPI inflation (including the impact of the consumption tax).

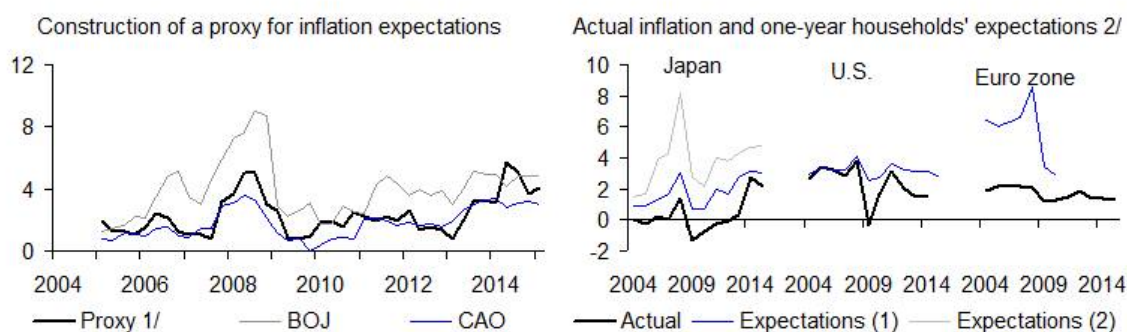
Sources: BOJ and CAO.

We use these features to construct a proxy indicator of inflation expectations, presented in Figure 12b. We assume fully adaptative expectations, where households form inflation expectations based on past inflation. Regarding the upward bias, since the share of items using a hedonistic price is actually very limited in the CPI basket (desktop, laptop and camera, accounting for 0.3% of weights according to the SBJ), we neglect factor (3) but concentrate instead on the factors (1) and (2). The weights are adjusted by the frequency of purchase: the weight of rice, purchased one a month, is multiplied by twelve, while that of an

umbrella, purchased on average once a year, is left unchanged⁷. Moreover, to account for the second factor, inflation is censored at zero. This simple proxy shows a high correlation with the CAO measure of inflation expectations (0.78), higher than with the BOJ measure (0.62), but with a bias slightly larger than the one of the CAO (2.0% against 1.5%).

These two adjustments produce an upward biased inflation indicator, broadly similar to that of the CAO survey (1.8 points against 2.1) but lower than the BOJ survey (3.9 points). In particular, it replicates the increase in inflation expectations in 2008 or 2013-2014, but overshoots them in both occasions. As our proxy is more volatile than the CAO expectations, this suggests some elements of smoothing or forward-looking behaviors from households, contradicting our assumption of fully adaptive expectations. The increase of inflation expectations in 2014 seems to reflect not just the temporary impact of consumption tax but possibly a trend of higher inflation. At the same time, in 2009, after the increase of inflation related to food and fuel prices, inflation expectations decline sharply by 2 percentage points in six months. It is likely that inflation expectations will decline once the temporary impact of the consumption tax phases out.

Figures 12a and 12b. Proxy of households' inflation expectations and comparison with other countries



1/ Proxy: (i) assuming censoring of inflation for individual items at zero, (ii) weights reflecting the frequency of purchase (iii) fully adaptive expectations. 2/ Japan: CAO and BOJ. U.S.: BLS (CPI-U) and Michigan Consumer Survey. Euro zone: European Commission quantitative survey on inflation expectation and Eurostat HIPC as in Biau et al. (2010). Sources: BOJ; CAO; Federal Reserve (Saint Louis) and Michigan Survey; European Commission; ECB.

The bias of inflation expectations is common not just to Japan but also to other countries. In the U.S. inflation expectations measured by the Michigan Survey have been mostly stable, with an average of 3.2% for the past ten years, against a realized inflation of 2.1% (measured by the urban CPI, as in the chart) or of 1.7% (measured by the core PCE). In the euro zone, the most common survey on inflation expectations is a qualitative survey, with six modalities. Figure 9b presents the result of a quantitative survey, as presented in Biau et al. (2010), but which data are however not regularly published: it shows a strong upward bias until 2009, not dissimilar to the bias of the BOJ survey, then a sharp decline by with a bias of 1.6% in

⁷ On average non-durable goods (including energy and food items) are purchased once every two months, semi-durable about once a year, and non-durable less than once every two years.

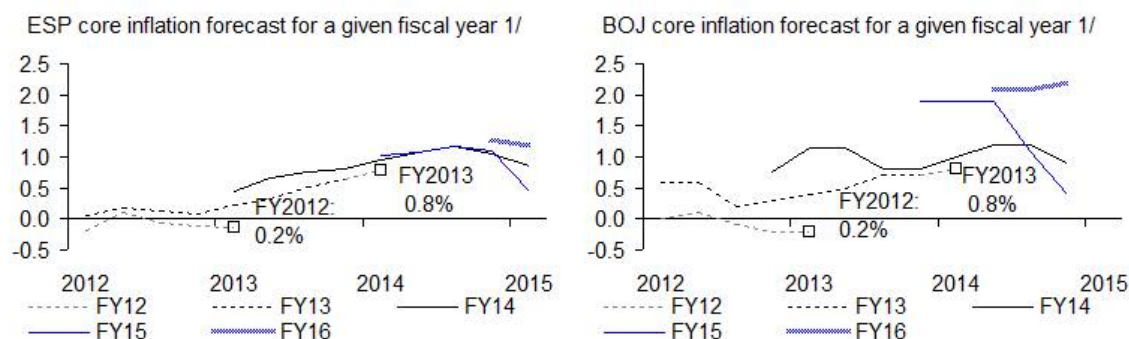
2010, about the size of the CAO survey. Survey results depend a lot on the way they are conducted, which may explain the difference between the BOJ and the CAO survey, the first one with an open-ended questions, the second one providing some possible ranges to respondents⁸.

Despite these shortcomings of household surveys, the BOJ staff and some BOJ board members (Nishiguchi et al. 2014; Shirai, 2015) argue that the shape of the distribution of household expectations, with a sharper spike around 2% since QQE (especially for "informed" households, aware of the 2% inflation target, or middle-aged households with both a broader consumption basket and an actual experience memory of inflation), provide some evidence of higher inflationary expectations. Our own analysis above, based mostly on the mean of inflation expectations, suggests that these evidences are at best tentative.

3. What is the forecast accuracy of the forecasts of the BOJ and of the ESP survey?

ESP forecasts have been initially conservative after the launching of QQE by the BOJ in April 2013. Current year ESP forecasts have been about 0.1 percentage points lower than BOJ forecasts for 2013, underestimating actual inflation by respectively 0.3 and 0.2 points. The same difference of 0.1 percentage point exists was maintained in 2014, with the ESP likely to be on target, while the BOJ might overestimate actual inflation by 0.1-0.2 percentage points. The difference between the BOJ and the ESP forecasts is more manifest at longer horizon, with a difference of 0.5 percentage points for 2015 and of 0.9 percentage points for 2016. Overall the ESP forecasts remain well below the BOJ's inflation target. In early 2015, both the BOJ and ESP forecasters have significantly revised downward their inflation forecasts.

Figures 14a and 14b. Updating of core inflation (average y-o-y over the fiscal year) by ESP forecasters and the BOJ



1/ Excluding the impact of the consumption tax hike of April 2014 and the one initial scheduled for October 2015.

Sources: BOJ; ESP/JCER.

⁸ In the Michigan Survey, respondents are asked to confirm their answer when giving a large number; this leads to eliminate possible implausible numbers. By contrast, in the BOJ survey, a number of respondents give multiples of 5 (5% or 10%), contributing to the upward bias.

How reliable is the ESP survey? Over the past ten years, ESP forecasters display an upward bias (tendency to overpredict inflation) by about 0.17 percentage two years ahead but is generally an unbiased forecast at a one-year horizon. The official forecasts published by the BOJ in the Outlook Report (in April or October) or with the Interim Assessment (January and July) is also unbiased at the short-term horizon, but display a large upward bias of 0.32 percentage points at a two year horizon, about twice as large as private forecasts. Thus the tendency to predict a quicker exit from deflation is common in both official and private forecasts⁹.

Table 2. Comparison of accuracy of official and private inflation forecasts (2004-15) 1/

Time horizon (in months)	Mean error 2/				RMSE			
	6	12	18	24	6	12	18	24
Japan (2004-2014): CPIX								
Official: BOJ board members	-0.07	-0.03	0.04	-0.32	0.22	0.31	0.57	0.96
Private: ESP	-0.10	0.02	-0.14	-0.17	0.20	0.31	0.38	0.96
United States (2007-2014): CPCE								
Official: FOMC / SEP	-0.02	0.06	-0.05	0.00	0.14	0.45	0.52	0.40
Private: SPF	0.02	0.24	0.15	0.17	0.15	0.45	0.49	0.60
Euro area (2001-2014): HCPI								
Official: ECB and Eurosystem	0.04	0.19	0.18	0.29	0.12	0.55	1.10	0.89
Private: SPF	0.02	0.24	0.15	0.17	0.15	0.51	0.94	0.90

Source: author's estimates.

Best forecast between official and private.

1/ ESP forecasts are published about two weeks before comparable BOJ forecasts; U.S.

SPF forecasts are published about one month before comparable FOMC/SEP forecasts.

2/ Error = Actual - Forecast, ex: the BOJ overpredicts inflation by 0.3 % two years ahead.

Table 2 compares the ESP forecasts to the official forecasts in the following six months to one year. In terms of RMSE (root mean squared error), the ESP forecasts are superior or at least equivalent to BOJ forecasts at all the horizon considered. They also display a lower upward bias than the BOJ at a two-year horizon. The relative superiority of private forecasts in Japan compared to official forecasts contrasts with the situation in the U.S. and in Japan: (1) in the U.S., FOMC forecasts, albeit produced one month after comparable SPF forecasts, tend to be superior to private forecasts and display next to no bias; (2) in the euro area, superior forecast accuracy in terms of RMSE is equally divided between private and official forecasts depending on the horizon considered; interestingly, both official and private forecasts display a tendency to underpredict inflation, with a forecasting error similar in

⁹ The same bias is shared by international organizations; for example, over the period 1999-2014, the IMF predicted an inflation rate one-year ahead about 0.30 percentage points higher than actual inflation. Ahearne et al. (2002) suggest that a similar forecasting error occurs during the 1990s and led to an insufficiently accommodative monetary policy: the monetary policy response was appropriate based on the policymakers' current forecasts of forward looking variables, but it turned out ex-post to be overly tight when those forecasts failed to materialize.

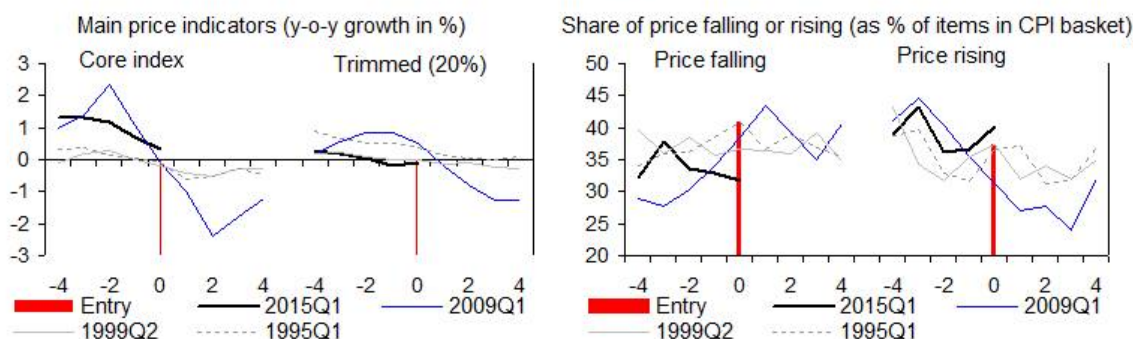
magnitude as in Japan but with the opposite sign (0.3 percentage point for the ECB/Eurosystem forecast, and 0.2 for the European SPF forecasts).

Private forecasts in Japan thus suggest that inflation expectations have risen with QQE. They are a better guide than official BOJ forecasts which display an upward bias and lower forecast accuracy. However, private inflation forecasts remain volatile and have been significantly revised downward recently at a horizon of one year. At a horizon of two year, they remain well below the BOJ's inflation target of two percent.

III. CONCLUDING COMMENTS: HOW HIGH IS THE DEFLATION RISK?

In this paper, we have identified a number of indicators that point to a stronger persistence of deflationary elements than highlighted by the BOJ: the traditional CPI inflation index is biased upward; the consumption tax increase last year might have masked a slower inflation trend; annualized inflation rates have been negative for the past three months; core inflation indicators, whether based on exclusion or on trimming, point to a low inflation environment; finally, household surveys provide only very weak evidence of higher inflation expectations while professional forecasters' expectations have been revised downward. While the BOJ highlights the fact that the share of price rising is actually higher than in earlier instances when Japan entered deflation, the core inflation indexes show a trend similar to those episodes (see Figures 15a and 15b).

Figures 15a and 15b. Trend of prices at the time of entering a period of deflation and comparison with 2015Q1



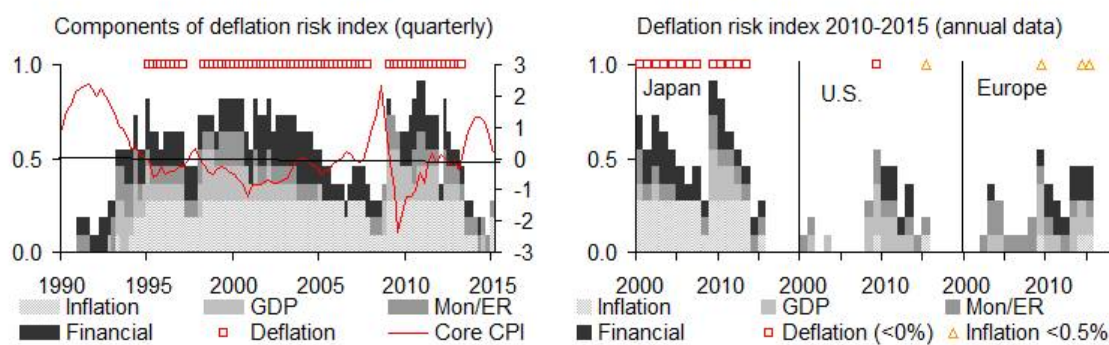
Sources: author's estimates based on SBJ. Event windows in quarters.

Does this imply that Japan is at risk of returning to deflation? A comprehensive answer would imply looking at the economic determinants on deflation (Phillips curve, money demand or monetary equation, cost-push equation...), something we have refrained so far from doing in this paper by focusing on the statistical properties of inflation indicators.

We provide here a partial answer based on the deflation risk index designed by Kumar et al. (2003) or Decressin and Laxton (2009). These authors construct a deflation risk index based on eleven variables, covering inflation indicators, GDP indicators, the real exchange rate, monetary factors, and credit and equity variables. Annex table 3 presents the variables in question.

While the inflation indicators point to a deflation risk, other indicators are more positive: in 2015, Japan has a smaller output gap than in the past and the gap is expected to close by 2019 according to the IMF, about two years earlier than in the euro area. Cumulative credit growth over the past three years is about 7%, still less than the threshold of the index at 10%, but much better than in the three earlier instances when Japan entered deflation. Neither the equity nor the REER components contribute to the deflation risk, in contrast to the situation in 1995 and 2008. The index by Kumar and al. also include the difference between base money and broad money, and ambiguous indicator, since it could be both the policy response to deflation and a symptom of the deflation risk.

Figures 16a and 16b. Component of the index of deflation risk in Japan, the U.S. and in Europe



Sources: author's estimate based on Kumar et al. (2003); deflation risk index for 2015 based on WEO's forecasts.

Overall, these results suggest that should deflation return in early 2015, the economic and financial environment, not to mention the commitment of the monetary authorities, is much stronger than earlier. At the same time, achieving a sustained exit from deflation is a challenging task that requires more than the initial two years set by Governor Kuroda.

References

Ahearne, Alan, Joseph Gagnon, Jane Haltmaier, et Steve Kamin, 1999, "Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experience in the 1990s", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers.

Ariga, Kenn, and Kenji Matsui, 2003, "Mismeasurement of the CPI" in *Structural Impediments to Growth in Japan*, edited by Magnus Blomström, Jennifer Corbett, Fumio Hayashi, and Anil Kashyap, The University of Chicago Press.

Biau, Olivier, Heinz Dieden, Gianluigi Ferrucci, Roberta Friz, and Staffan Lindén, 2010, "Consumers' quantitative inflation perceptions and expectations in the euro area: an evaluation", mimeo, conference on consumer inflation expectations organized at the Federal Reserve Bank of New York.

Bryan, Michael, and Stephen Cecchetti, 1993, "MEasuring Core Inflation", NBER working paper, No. 4303.

Carare, Alina and Stephan Danniger, 2008, "Inflation Smoothing and the Modest Effect of VAT in Germany", IMF Working Paper, WP/08/175.

Cecchetti, Stephen, 1996, "Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers", NBER Working Paper, No. 5786.

Clark, Ted, 2001, "Comparing Measures of Core Inflation", Economic Review, 2001-Q2, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Decressin, Jörg, and Doug Laxton, 2009, "Gauging the risk of deflation", International Monetary Fund, Staff Position Note.

Faulkner-MacDonagh, Christopher, 2006, "Practical Issues Surrounding the New Understanding of Price Stability", in Japan: Selected Issues 2006, IMF.

Gautier, Erwan, and Antoine Lalliard, 2013, "What are the impact on inflation of changes in VAT in France?", Bulletin de la Banque de France, N° 194.

Handbury, Jessie, Tsutomu Watanabe, David Weinstein, 2013, "How Much Do Official Price Indexes Tell Us About Inflation?", UTokyo Price Project, Working Paper Series No. 19.

Hori, Masahiro, and Masaaki Kawagoe, 2011, "Inflation Expectations of Japanese Households: Micro Evidence from a Consumer Confidence Survey", ESRI Discussion Paper Series No. 280.

Ito, Takatoshi, 2004, "Inflation Targeting and Japan: Why has the Bank of Japan not adopted Inflation Targeting?", NBER Working Paper No. 10818.

Kenji Nishizaki, Toshitaka Sekine, Yoichi Ueno, 2012, "Chronic Deflation in Japan", Bank of Japan Working Paper Series, No.12-E-6.

Kumar, Manmohan, Taimur Baig, Jörg Decressin, Chris Faulkner-MacDonagh and Tarhan Feyzioglu, 2003, "Deflation: Determinants, Risks, and Policy Options—Findings of an Interdepartmental Task Force", International Monetary Fund.

Kuroda, Haruhiko, 2015, " Quantitative and Qualitative Monetary Easing: Theory and Practice", Bank of Japan, Speech at the Foreign Correspondents' Club of Japan.

Marques, Robalo, Pedro Duarte Neves, and Luis Morais Sarmiento, 2003, "Evaluating core inflation indicators," *Economic Modeling*, Elsevier, vol. 20(4), pages 765-775.

Nao Sudo, Kozo Ueda, Kota Watanabe, 2014, " Micro Price Dynamics during Japan's Lost Decades", *Asian Economic Policy Review*.

Nishiguchi, Shusaku, Jouchi Nakajima, and Kei Imakubo, 2014, " Disagreement in households' inflation expectations and its evolution", *Bank of Japan Review* 2014-E-1.

Sekine, Toshitaka, 2001, "Modeling and Forecasting Inflation in Japan", IMF Working Paper, WP/01/82.

Shimizu, Makoto, 2008, " Empirical Analysis of the Difference between Measured and Perceived Inflation in Japan", mimeo, Statistics Bureau, Japan.

Shirai, Sayuri, 2015, " Shifting toward a Moderately Inflationary Economy in Japan -- Overview of Firms' and Households' Inflation Expectations", Bank of Japan, Speeches at Bruegel, the European Central Bank, and the Bank of England.

Shiratsuka, Shigenori, 1997, " Inflation Measures for Monetary Policy: Measuring the Underlying Inflation Trend and Its Implication for Monetary Policy Implementation", *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan.

Shiratsuka, Shigenori, 1999, " Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index", *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan.

Silver, Mick, 2006, "Core inflation measures and Statistical Issues in Choosing Among Them", IMF Working Paper WP/06/97.

Ueda, Kozo, 2009, "Determinants of Households' Inflation Expectations", *Institute for Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Discussion Paper No. 2009-E-8.

Annex Tables

Table 1. Components of consumer price indexes in Japan, the U.S. and the Euro area (in %)

Vintage	Japan			U.S.		Euro area
	2000	2005	2010	2013 (PCE)	2015 (CPI-U)	2015 (HIPC)
Food, alcohol, eating out	27.3	25.9	25.3	12.9	15.3	27.3
o.w. food	19.5	19.3	19.0	6.5	8.4	15.6
Housing	25.8	20.4	21.2	15.3	31.7	10.2
o.w. imputed rent	16.6	14.2	15.6	11.4	24.3	...
Fuel, light & water charges	5.7	6.8	7.0	2.9	5.6	7.5
Furniture & household utensil	3.2	3.4	3.5	4.1	3.3	6.1
Clothes & footwear	5.7	4.6	4.1	2.7	3.4	5.8
Medical care	3.5	4.5	4.3	20.7	6.7	6.4
Transportation & communica	10.2	13.9	14.2	12.3	16.4	17.1
Education	4.8	3.6	3.3	2.4	3.0	1.2
Culture & recreation	11.4	11.0	11.4	9.7	7.6	12.3
Miscellaneous	2.3	5.9	5.7	17.1	7.0	6.2
<u>Memorandum</u>						
Fresh food 1/	4.2	4.1	4.0	...	1.1	7.5
Energy	4.8	7.5	7.7	...	8.0	10.6
Goods	...	49.4	48.3	...	37.0	56.5
Services	...	50.6	51.7	...	63.0	43.5
Core index 1/	95.8	95.9	96.0	...	83.5	81.9

Sources: Japan Statistical Office; OECD; Eurostat and ECB Bulletin.

1/ For the Euro Area, unprocessed food (instead of fresh food)

2/ Inflation excluding: fresh food in Japan; food and energy in the U.S.; unprocessed food and energy in the Euro area.

Table 2. Availability of one-year ahead inflation forecasts

	Source	Frequency Index		Start date	Alternative horizons
Quantitative surveys: economists					
BOJ MPM	Board members	Q	CPIX	2000	2-3 years
IMF / OECD 1/	IMF / OECD staff	SA	CPI	1998	2-5 years
Consensus Forecast	Economists	M	CPI	1989	2-5 and 6-10 years
ESP	Economists	M	CPI	2004	2-6 and 7-11 years
Quantitative surveys: households and firms					
BOJ Opinion Survey	Households	Q	CPI	2004	5 years
BOJ Tankan	Firm	Q	PPI	2014	3-5 years
Qualitative surveys: households and firms					
CAO Consumer Survey	Households	M	CPI	2004 /	
BOJ Tankan 2/	Firms	Q	PPI 2/	1974 /	
Markets					
Break even inflation	Market data	...	CPIX	...	10 years
QSS Bond Monthly Sun	Market survey	2 and 10 years

1/ Calendar year. 2/ Input and output prices. Sources: Shirai (2015); Ueda (2009); author.

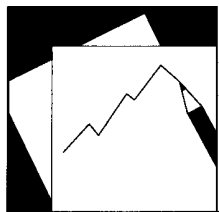
Table 3. Index of deflation risk in Japan, the U.S. and the euro area 1/

Indicator	Criteria / threshold	Japan 2/				U.S.	EZ
		1995	1998	2009	2015	2015	2015
Inflation indicators 3/							
CPI	Change y-o-y < 0.5%	1	1	1	1	1	1
Core CPI	Change y-o-y < 0.5%	1	1	1	1	0	0
GDP deflator	Change y-o-y < 0.5%	1	1	1	0	0	0
GDP indicators							
Output gap change	Change of OG < -2% pts	0	1	1	0	0	0
Output gap level	Level of OG > - 2% pts	1	1	1	0	0	1
Real GDP growth	Avg. three year < avg. decade	1	1	1	0	0	0
Monetary and exchange rate							
REER	Appreciation > 4%	1	0	1	0	1	0
Money growth	Growth base - broad money > 2%	0	1	1	1	0	1
Financial							
Stock market price	Decline by 30% in past three years	1	0	1	0	0	0
Credit growth	Credit growth < Nominal GDP growth	1	0	0	0	0	1
Average credit growth	Cumulative credit growth 3 yrs < 10%	1	1	0	1	0	1
Overall index (0-1)	= Average of components	0.82	0.73	0.82	0.36	0.18	0.45

Sources: author's estimate based on Kumar et al. (2003); WEO; ECB; SBJ; CAO; BOJ; Bruegel REER.

1/ Based on quarterly data for Japan and annual data based on WEO for the U.S. and the Euro area.

2/ Specifically: 1995Q1, 1998Q3, 2009Q1 and 2015Q1. 3/ Excluding impact of the consumption tax for Japan.



WP/08/270

IMF Working Paper

Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push versus Demand Pull Factors

Brieuc Monfort and Santiago Peña

IMF Working Paper

Western Hemisphere Department

Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push versus Demand Pull Factors

Prepared by Brieuc Monfort and Santiago Peña¹

Authorized for distribution by Martin Cerisola

December 2008

Abstract

This Working Paper should not be reported as representing the views of the IMF.

The views expressed in this Working Paper are those of the author(s) and do not necessarily represent those of the IMF or IMF policy. Working Papers describe research in progress by the author(s) and are published to elicit comments and to further debate.

This article uses two analytical methodologies to understand the dynamics of inflation in Paraguay, the mark-up theory of inflation and the monetary theory of inflation. We also study the impact of different monetary aggregates. The results suggest that monetary factors, in particular currency in circulation, play a major role in determining long-run inflation, while foreign prices, in particular from Brazil, or some food products have a large impact on the short-term dynamics of inflation. Wage indexation may also contribute to locking up price increases.

JEL Classification Numbers: E31, E41, E52

Keywords: Core inflation; money demand; mark-up; pass-through.

Author's E-Mail Address: bmonfort@imf.org; spena@imf.org

¹ We would like to thank Alejandro Santos, Montie Mlachila, Tobias Roy, and seminar participants at the Banco Central de Paraguay (BCP), for helpful comments and suggestions. Numerous discussions with Miguel Mora at the BCP also allowed to get a better understanding of the determinants of inflation. All remaining errors are ours.

	Contents	Page
I.	Introduction.....	4
II.	Measuring Inflation.....	5
	A. Headline Inflation	5
	B. Core Inflation Measures.....	9
	C. Properties of Inflation Indicators	9
III.	Analytical and Empirical Set-Up.....	12
	A. Inflation as a Mark-Up Over Costs.....	12
	B. Inflation as the Result of Excess Money Supply	12
	C. Econometric Methodology.....	13
IV.	Mark-Up Theory of Inflation	15
V.	Monetary Theory of Inflation	17
	A. The Demand for Currency	17
	B. The Demand for Narrow Money and Broad Money.....	19
	C. Why Has Inflation Picked Up with High Monetary Growth?.....	20
VI.	Short-Term Determinants of Inflation	23
	A. Short-Term Dynamics.....	23
	B. Dynamic Contributions.....	25
VII.	Summary and Conclusion.....	27
	References.....	29
Annexes		
I.	Inflation in Selection of Latin American Countries Since 1950.....	30
II.	Micro Level Analysis of Prices.....	31
III.	The New Consumer Price Index	32
IV.	Food Inflation in Latin America	33
V.	Data Issues and Database Used in Econometric Analysis	34
VI.	Econometric Results	39

II. INTRODUCTION

Paraguay evaded the bouts of hyperinflation that affected most countries in Latin America over the post-war period, but, as inflation started to decline in neighboring countries, it remained afflicted with moderate inflation. In the region, it shares these characteristics of never experiencing three digit inflation over the past fifty years only with Colombia. However, inflation in Paraguay over the past ten years has been on average higher than in most other countries in the region, as if the experience of hyperinflation (and the institutional changes that resulted) had cured these countries even from moderate inflation.²

Over the recent past, inflation has also been highly volatile. The volatility reflects in part external factors related to the specific position of Paraguay as an exporter of primary commodities (subject to related supply shocks) located between two large neighbors, and exposed to the spillovers from regional financial crises. Paraguay has also been affected by the world increase of food and energy prices.³ Nonetheless, the domestic component to inflation volatility should not be underestimated. For example in 2006-07, the sharp gyrations of a few agricultural product prices led to year-long decoupling between headline and core inflation that left the general public puzzled.

This paper uses different methodologies to understand the dynamics of inflation since the early 1990s.⁴ An obvious starting point consists in looking at the structure of the Consumer Price Index published by the Central Bank (BCP) and at its different component. Given the high volatility of headline inflation, the rest of the paper focuses on the determinants of core inflation indicators. Two different analytical points of view are used to assess the long-term determinants of inflation, before encompassing them to study the short-term dynamics of inflation. One of such approaches is the mark-up theory of inflation, where prices are modeled as a function of domestic costs and imported prices. In the other approach, inflation results from the deviation of real money demand from its long-term determinants. In particular, the paper evaluates the impact of different monetary aggregates, from currency in circulation to broad money, to assess which is the most robust. All econometric models are estimated using quarterly data for 1991-2007.

² See Annex I, for a historical comparison of inflation in Paraguay versus Latin America. Paraguay only experienced two episodes of high inflation in the post-war period: in the early 1950s inflation briefly crossed over the one hundred percent threshold during the civil war period; in the early 1990s economic liberalization and the opening up of the economy sent inflation shooting up above forty percent.

³ For an analysis for Latin America of the food and fuel price shocks, see IMF (2008).

⁴ Inflation has been the focus of research at the Central Bank of Paraguay (BCP). For example, BCP (2005) study the pass-through and inflation determinants; and Rojas-Paez and Wenniger (2006) estimate money demand.

The results suggest that monetary factors, in particular currency in circulation, have played a major role in determining long-run inflation, while foreign prices, in particular from Brazil, and some food products have had a large impact on the short-term dynamics of inflation. There is also an interesting dichotomy between the exchange rate with respect to the U.S., which matters for currency demand in the long-run, and the exchange rate with respect to Brazil which matters for cost-push inflation in the short-run. The evolution of some food prices matters beyond their already large share in the CPI basket, possibly because wage indexation—or expectations of continued moderate inflation going forward—tends to lock up price increases.

Section II discusses headline and core inflation indexes. Sections III and IV investigate the long-run determinants of inflation using respectively the analytical framework of the mark-up theory and of the monetary approach. Section V presents the short-term inflation dynamics while Section VI includes concluding remarks.

III. MEASURING INFLATION

Having an accurate and reliable measure of inflation appropriate for monetary policy is far from straightforward. Headline inflation, measured by the Consumer Price Index (CPI), is well known to present both some noise (due to the impact of its most volatile components), and some bias (due to substitution effects).⁵ This section presents the characteristics of headline inflation and discusses the use of alternative inflation indicators.

A. Headline Inflation⁶

During the period under study, headline inflation was volatile and influenced by countless supply shocks (mostly food and, to a lesser extent, energy items) which do not reflect aggregate demand pressures nor imbalances in the money market.

Food items have experienced significant supply shocks over the recent period, contributing to overall inflation way beyond what would be expected from their share in the basket. Food

⁵ For a discussion of inflation measurement and proposals for choosing different underlying inflation measures, see Cecchetti (1996), Marques et al. (2002), or Silver (2006). Heenan, Peter, and Roger (2006) in particular discuss the choice of the inflation indicator in the case of inflation targeting countries. Paraguay cannot be considered a full-fledged inflation targeting country as inflation is only one among many objectives. Since 2003, however, the Central bank has announced an end-year target for inflation with a broad band of +/- 2.5 percentage points.

⁶ Inflation in the sample period (1991-2007) is measured by a consumer price index (CPI) based on the 1992 household budget survey that is considered obsolete. Since January 2008, the BCP started publishing a new CPI based on the 2005 household budget survey. The new basket gives less weight to food items, which have been one of the main reasons of price increases over the past two years. Had the weights of the new index been used in 2007, headline inflation could have been 1½ percent lower on average. See Annex III on the new index.

items can be classified in three main components, each having its own dynamics independent of the others:

- *Fruits and vegetables.* They represent 6 ¼ percent of the CPI basket (reduced to 5 percent in the new index). This is by far the most volatile component of the basket, with a coefficient of variation about 5 times larger than that of the index in general. Fresh food is naturally influenced by changing weather conditions, but political interference has played an important role since 2006⁷. In particular, the wide variations in the price of tomatoes, which represent only about one percent of the CPI, could move year-on-year headline CPI by 2-3 percent.⁸ The wide fluctuations of tomato price and their impact on headline CPI illustrate to the extreme the substitution bias of headline CPI.
- *Meat products.* They represent 10¾ percent of the CPI basket (relatively unchanged in the new index). The category is largely dominated by beef products, which represent about 4/5 of meat products. The domestic price of meat has been influenced not just by the international price of beef, but also the impact of foot-and-mouth diseases (FMD), either at home or in neighboring competing producers⁹. Beef prices contributed on average by 2 percent to annual inflation between 2003 and 2006.
- *Other food items.* They represent 18.4 percent of the basket (against 16.5 in the new basket). Historically, they have tended to evolve in line with non-food prices. Starting in mid-2007, however, milk and bread products have increased worldwide. These products represent about 8-10 percent of the basket and have increased by around 30 percent between June 2007 and June 2008. In the case of milk, the increase in the

⁷ For instance, the periodic imposition or removal of sanitary controls of imported fresh food products, in order to protect domestic producers, led to a year-on-year increase of up to 110 percent of fruits and vegetables in August 2007, followed by a collapse three months later, with a monthly decline of 30 percent in November. Reduced political interference in 2008 has led to a decrease of the volatility of this category.

⁸ To give an idea of the volatility of tomato prices: between August and December 2006 the price of tomatoes increased by 350 percent, before being reduced by half until July 2007; in November 2007, after having gained 68 percent in the previous three months, the price collapsed by 72 percent before rebounding by 69 percent in December.

⁹ The evolution of beef prices has followed the chronology of FMD episodes in the region:

- Starting in 2000, regional outbreak hit Paraguayan beef producers and domestic price started to decouple from the international price. In 2002, several outbreaks of FMD led to the closure of Paraguayan export markets.
- In 2005, Paraguay recovered its status of “FMD-free with vaccination” from the World Organization of Animal Health while some provinces in Brazil and later in Argentina were deprived of this status. This provided a major boost for Paraguayan beef, further enhanced by export restrictions from Argentina. Between July 2002 and July 2006, beef components of the CPI index increases by 140 percent.
- In 2007, the reopening of Brazilian markets led beef importers to shift away from Paraguay and contributed to a decline of beef prices in early 2007, although they recovered in the second part of the year. In 2008, they have increased in line with overall inflation.

price responded more to a supply effect due to a severe drought in the Chaco region of Argentina and Paraguay, affecting milk production.

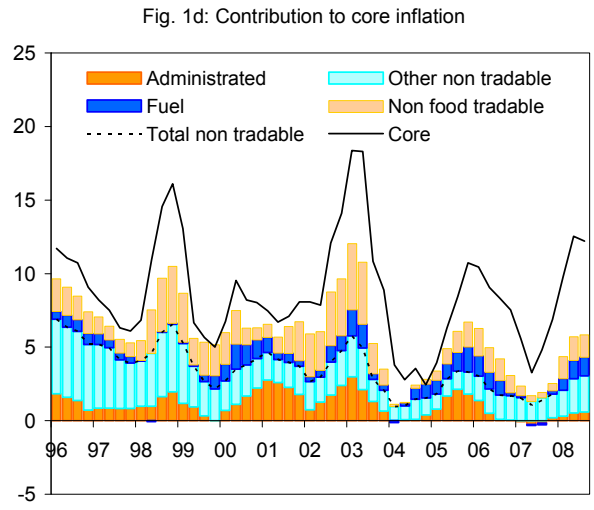
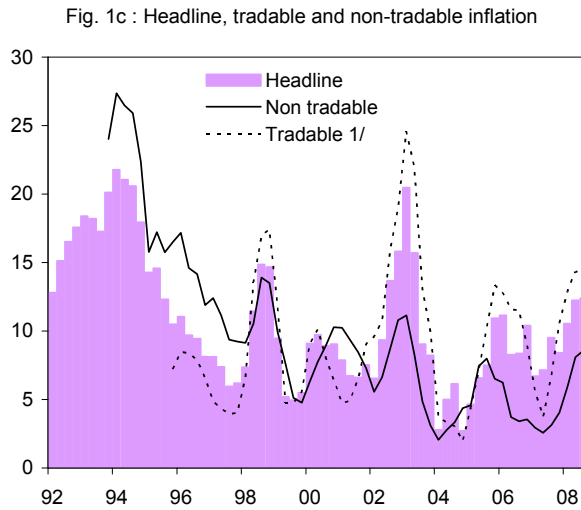
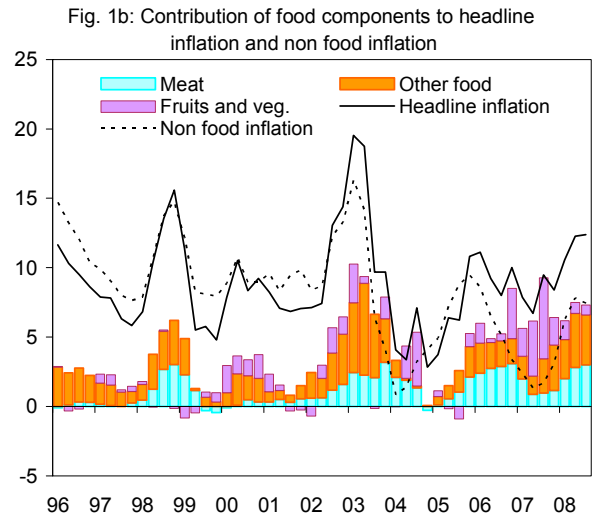
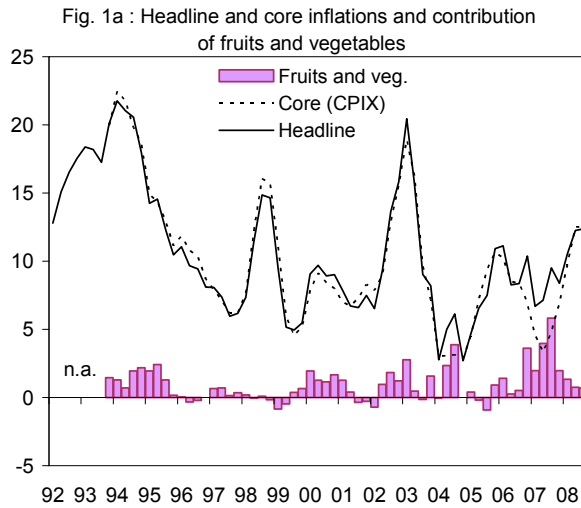
Another source of supply shocks come from energy products, which represent about 3½ percent of the basket (increased to 5¾ percent in the new basket). While the international price of oil was relatively stable in nominal terms for most of the 1990's, it fell in real terms, with a significant fall in 1997-98, since then the international price of oil has been on an upward trend. There is no government interference in the market for gasoline and natural gas and their domestic prices follow closely international trends with a lag. However, the government tries to stabilize the domestic price of diesel, resulting in occasional subsidies. This adds an additional source of uncertainty as diesel prices tends to move in sharp steps. The impact of energy prices is also captured partly by administrated prices because of the role of oil as an input for public transport. Recently and until mid-2007, both energy and administrated prices have contributed to lower headline inflation. Since then, they have administrated prices have increased in line with overall inflation, while fuel products increased by twice as much.

Figure 1c presents several indicators of inflation stance. An analytically interesting slicing of the CPI index consists in distinguishing between tradable and non-tradable goods. For clarity, we present tradable goods excluding impact of fruits and vegetables (all tradable goods):

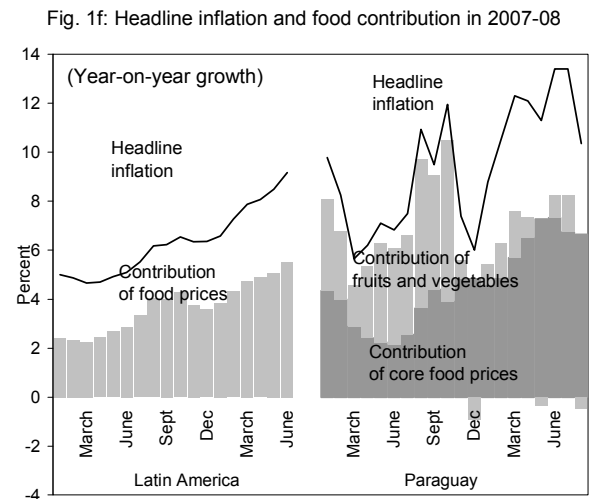
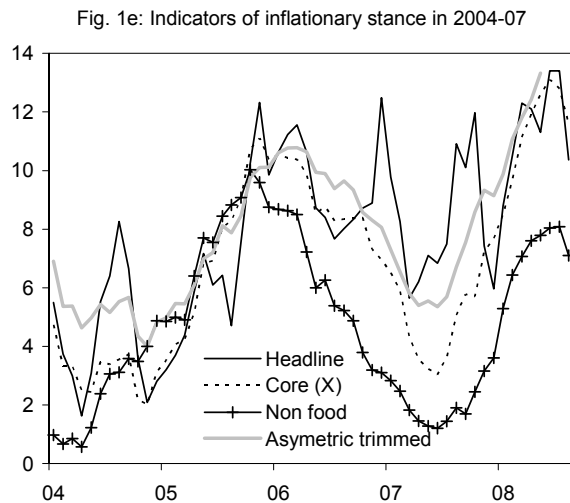
- *Non-tradable goods.* During the first half of the sample, non-tradable inflation has tended to be consistently higher than average core inflation; this result stand for all categories of non-tradable (administrated prices, education or health, other services). By contrast, since 2002, non-tradable have been consistently lower, even if one excludes administrated prices.¹⁰ This may reflect the impact of lower real wages in the public sector since 2001, as evidenced by the lower inflation rate of education or health, but also more broadly a less inflationary environment, also reflected in the trend decline in unit labor costs.
- *Tradable goods.* The spikes in inflation, in 1998, 2003, and 2006, are driven primarily by tradable goods. Paraguay experienced significant depreciation with respect to the U.S. dollar in 1998 and 2003. By contrast, in 2006, the depreciation with respect to the U.S. dollar was relatively mild (and following a period of appreciation), but the *guarani* depreciated with respect to the *real*. In addition, higher fuel prices seem to have contributed to this last episode of inflation.

¹⁰ Administrated prices cover utilities (water and electricity), phone, and public transport. The slow growth of administrated prices reflects in part productivity improvement in the state-owned utility sector, leading to a stability of users' fees, and in part the moderation of fuel prices measured in local currency affecting public transport.

Panel Figures 1: Indicators of inflation stance



1/ Excluding fruits and vegetables from tradables.



Sources: authors' estimates.

B. Core Inflation Measures

Indexes of core or underlying inflation allow to abstract from transitory factors and aim at identifying the permanent component of inflation. The Central Bank produces two exclusion-based core inflation indicators, “CPIX” which is headline inflation excluding fruits and vegetables, and “CPIX1” which also excludes fuel items and products subject to administrated prices. In addition, we suggest two alternative indexes of core inflation, a simple non-food inflation index and a trimmed index. The properties of the different core inflation indexes are analyzed in the following subsection.

An alternative core inflation index could exclude all food products as in done in some advanced economies. While one may consider that, food items are beyond the control of monetary policy as they are driven mostly by supply shocks, such exclusion would appear radical, given that food represent between 35-40 percent of the CPI.

Finally, a core inflation indicator could be created with a trimmed index by excluding items according to their volatility in a given month rather than being related to a specific category of goods. A trimmed index excludes a fixed portion of the items with the largest decline and with the largest increase. Trimmed index thus allow to exclude on-off large adjustment, for example a spike in one item’s price because of supply disruptions. They tend to give a sense of the general direction of inflation. Trimmed indexes with symmetric exclusion of the largest and the smallest changes tend to be systematically biased downward because of the tendency of prices to increase sharply but to moderate gradually (Silver, 2006). By contrast, asymmetric index may reflect better the underlying inflationary trend. We constructed four different trimmed indicators,¹¹ two excluding symmetrically 10 and 20 percent of the most volatile components, and two asymmetric excluding $\frac{1}{3}$ are the most volatile and $\frac{2}{3}$ are the least volatile.

C. Properties of Inflation Indicators

The choice between different core inflation indexes depends on their intended use, that is, whether the index is used to identify current inflation trends, measure inflation produced by excess aggregate demand, or provide an indication of future inflation. To assess the properties of the core inflation indexes discussed above, Table 1 presents a set of different indicators measuring the desirable properties of the core inflation indexes:

- *Benchmark.* The standard deviation measures the volatility of the index. Similarly, bias measures the deviation of the index from headline inflation. Although headline inflation may be more volatile than core inflation indexes, it remains the most comprehensive index and as such is taken as the benchmark for calculating the bias.

¹¹ We thank Jorge Canales Kriljenko for sharing with us a template to compute trimmed inflation indexes.

- *Volatility.* The root mean square error (RMSE) measures the deviation of the indexes with the moving average (over 18 or 36 months) of headline inflation. This gives an idea whether the indexes reflect medium-term inflation.
- *Attraction.* By contrast, the measure of attraction proposed by Marques et al. (2000) is more forward looking. It measures the coefficient of the regression of the difference of inflation h period ahead and current inflation with the difference between current headline and core values.¹²
- *Causality.* Granger causality tests also provide some indications on the forward looking properties of the core index. The test indicates whether lagged values of core inflation have a predictive power for headline inflation. We do not report in the table the predictive power of headline inflation for the core index considered.

Over the sample period, all exclusion based-core indexes show a slightly higher volatility than headline inflation. These indexes are also biased downward, the bias being greater for the CPIX1 because of the significant larger increase of administrated prices and fuel prices compared to other prices.¹³ By contrast and as expected trimmed mean indexes show a much lower volatility, but at the price a significant bias for symmetric indexes. The asymmetric index excluding only 10 percent of the items of the basket has both a lower volatility and a small (positive) bias.

Regarding which index offers a better proxy of average inflation over the medium-term, non-food inflation and the asymmetric index at 10 percent have the lower RMSE for inflation measured as a moving average of 36 months. If the medium-term inflation is measured over a moving average of 18 months, only the asymmetric indexes have significant lower RMSE.

Concerning the forecasting properties of the core inflation indexes, the asymmetric indexes also present the absolute value of the coefficient closer to unity. The symmetric indexes tend to underestimate future headline inflation, while exclusion based index tend to overestimate future headline inflation and by more than the asymmetric index. Granger causality tests show that most variables tend to Granger-cause headline inflation at longer horizons (3 to 6 months), with the exception of CPIX1 and non-food inflation.

¹² Specifically, the equation estimated is the following: $\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^c) + \varepsilon_{t+h}$ where π_t is headline and π_t^c is core inflation. As $\pi_t - \pi_t^c$ measures the short-lived inflation components, one expects the coefficient β_h to be negative and close to -1. In addition, if the absolute value of the coefficient is higher (lower) unity, the core measure tends to underestimate (overestimate) the inflation rate.

¹³ They increased by 11.5 and 16.3 percent respectively, against 7.8 percent for other prices.

Table 1. Properties of inflation indicators (year-on-year change over 1995-2007) 1/

	Mean	Median	Std. dev	Bias	RMSE with avg. over (months): 2/		Attractor property with horizon of (months): 3/			Granger causality with lags of (months): 4/		
					36	18	1	3	6	1	3	6
Headline	8.8	8.2	3.6	0.0	3.6	2.4
CPIX	8.5	8.0	3.7	-0.3	3.5	2.3	0.17	0.58	0.53	0.07	0.00*	0.00*
CPIX1	7.8	7.4	3.7	-1.0	3.7	2.5	0.06	0.34	0.38	0.71	0.03*	0.05
Non-food	8.3	8.6	3.9	-0.5	3.2	2.5	0.12	0.39	0.62	0.02*	0.04*	0.05
Symmetric trimmed index												
At 10 %	6.1	5.5	3.1	-2.7	3.8	3.0	0.22	0.87	1.38	0.05	0.00*	0.00*
At 20%	4.9	4.4	2.8	-3.9	4.6	4.0	0.23	0.90	1.44	0.03*	0.00*	0.00*
Asymmetric trimmed index												
At 10 %	9.0	8.2	3.4	0.2	3.2	2.0	0.19	0.74	0.80	0.16	0.00*	0.00*
At 20%	7.4	6.9	3.3	-1.4	3.3	2.2	0.20	0.78	1.13	0.04*	0.00*	0.00*

1/ Detailed data for all items of the CPI are only available from Dec. 1994 onwards, although the main categories have been backdated by the BCP up to 1992.

2/ Root mean square error of inflation indicator with moving average inflation over 36 or 18 months.

3/ Opposite of coefficient beta.

4/ Probability of test rejecting the hypothesis that core inflation does not Granger-cause headline inflation.

To summarize, this section shows that an asymmetric trimmed index, preferably with a lower cutoff (of 10 percent of the basket) could usefully complement the core inflation indicators currently used by the BCP. Of the exclusion-based core indexes used by the BCP, CPIX presents better statistical properties than the narrower CPIX1. By contrast, non-food inflation tends to be a relatively poorer core inflation index, because it tends to present higher volatility, a larger bias than CPIX, or has less predictive power for future inflation at large horizon.^{14, 15}

¹⁴ In addition, a cross-country analysis in Annex IV confirms that food inflation does matter in Paraguay, somehow more than in other Latin American economies. We return to the role of food inflation in section IV, by integrating a term for food inflation in a structural error-correction model of inflation.

¹⁵ Silver (2006) cautioned that the properties of the indicators vary with the time period chosen. Although subject to large temporary shocks which may distort the results, Paraguay did not experienced any major change of the monetary policy framework over the period.

IV. ANALYTICAL AND EMPIRICAL SET-UP

This section presents the analytical and empirical framework used to assess the determinants of inflation. The determinants of inflation are based on two different theoretical frameworks: (i) the markup theory of inflation; and (ii) the monetary theory of inflation. Given that most variables are non stationary, the equations of interest are estimated using cointegration techniques.

A. Inflation as a Mark-Up over Costs

In the mark-up theory of inflation, domestic consumer prices (P) are assumed to be a mark-up over total producer's costs. Domestic costs are measured by the unit labor costs (ULC) and other domestic inputs (P_a), such as fuel or administrated prices, whereas external costs are proxied by the prices of different trade partners (P_m). This relationship can be written as:

$$(1) P = e^{\mu} \cdot ULC^{\alpha} \cdot P_m^{\beta} \cdot P_a^{\gamma}$$

where $e^{\mu}-1$ is the mark up of consumer prices over producer's costs. The basic model can be expressed in loglinear form with lower case letters denoting the logarithm of the variable:

$$(2) p = \mu + \alpha ulc + \beta p_m + \gamma p_a$$

If the restriction $\alpha + \beta + \gamma = 1$ (linear homogeneity) is accepted, prices are a weighted average of unit labor cost, other domestic inputs, and foreign prices. Including fuel and administrated prices as separate cost factors allow to measure both their direct (via their components in the CPI basket) and indirect effect (via the spillover of, say, a fuel shock to other prices).¹⁶

B. Inflation as the Result of Excess Money Supply

In the monetary theory of inflation, inflation is driven by excess money supply over money demand. The equilibrium in the money market entails that real money supply $(M/P)^s$ equals real money demand $(M/P)^d$:

$$(3) (M/P)^s = (M/P)^d$$

This equilibrium condition can be written in loglinear form:

¹⁶ The relation of the estimated coefficient of P_a in equation (2) to the weight of these prices in the CPI is ambiguous. In the case of oil prices, for example, one could expect the effect to be larger than the weight, because fuel is used as an input for other products (e.g. public transport) or because of its spillover impact on other prices. However, substitution effects (not captured in the fixed weight CPI index) may reduce the impact of an oil shock.

$$(4) \quad m^s - p = m^d(y, i),$$

where m^s is the log of money supply, p the log of the price level, and the demand for real money balances, m^d , is a positive function of the log of real income, y , and a negative function of the opportunity cost of holding money, i . Real income captures the transaction motive for holding money, while the opportunity cost captures some portfolio arbitrage effect (precautionary and speculative motives).

Assuming that money demand is linear in its determinants and normalizing for the coefficient of price, the testable long-run money demand relation derived from equation (2) has the following form:

$$(5) \quad p_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 i_t + v_t$$

where v_t is a constant ($v_t = v_0$) or a constant and a trend ($v_t = v_1 t + v_0$) if the specification incorporates the effect of long-run parameter shifts. A number of restrictions can be tested on the functional form of the money demand relationship:

- *Money illusion.* The case where m_t and p_t are cointegrated with $\beta_1 = 1$ implies long run price homogeneity: money and prices are moving together in the long-run (i.e., no money illusion).
- *Constant velocity.* The case where money, prices, and income are cointegrated with $\beta_1 = -\beta_2 = 1$ and v_t is a constant implies that the money velocity is stationary: this implies common movements of money, prices and income (i.e., no money illusion and a unitary income elasticity in money demand). In this case, the resulting model is comparable to the quantitative theory of money, augmented by a term for opportunity cost.

C. Econometric Methodology

As the variables of interest are non-stationary,¹⁷ we use cointegration techniques for the estimation. The cointegrated VAR approach (or VECM) of Johansen (1991)¹⁸ allows to determine the existence and number of cointegration relations, distinguishing between stochastic trends and cointegration relationships. It also allows to encompass both the long-

¹⁷ Annex Table V.1 describes the variables used in the regression and Annex Table V.2 presents the results of the ADF and Schmidt-Phillips stationarity tests; the variables of interest are generally non stationary in levels but stationary in first differences.

¹⁸ See also Juselius (2005) for a step-by-step textbook discussion of the cointegration technique and its application to a money demand model for Denmark.

run and the short term dynamics. However, the estimated coefficients may be unstable in small samples. To check the robustness of the coefficients, we also use the Dynamic OLS (DOLS) methodology of Stock and Watson (1991). The DOLS methodology gives consistent estimates of the coefficient of a cointegration relation but, unlike the Johansen procedure, it does not test the existence of a cointegration relation.

In the short run, prices are influenced by the deviation from the long run equilibrium and by short term shocks. The long run relations are provided by equation (1) and (3) above. The short run equation is the following:

$$(6) \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \alpha \beta' x_{t-1} + \nu_t + \varepsilon_t$$

where x_t is the vector of endogenous variables and ν_t is a vector capturing the short-run or long run constants or trends. A lag structure of $k = 2$ implies a single term in difference for the short term dynamics. The long run error-correction relation is given by $\beta' x_{t-1}$, while α represents the loading coefficient to the cointegrating vector, which gives an idea of the speed of adjustment following a deviation from the equilibrium relation. In addition to the endogenous variables, the short run dynamics may also be influenced by some exogenous variables (not represented in equation (3) above). If weak exogeneity of other variables beyond prices holds, the dynamics of inflation can be estimated in a simple univariate setting mixing variables in differences with the long-term cointegrating relationship.

The loading coefficient is particularly important for stability. Assuming that the coefficient of price is normalized to 1 in the cointegration vector, a negative and significant loading coefficient α in the short term price dynamics means that the relation can be interpreted as an error-correction relation: a deviation of price from its long-run relation in a given period leads to a contraction of prices in the following period and thus to a return to the long-term value. By contrast, a positive coefficient means that the dynamics of inflation is explosive and that deviations from the long-term relation are self-reinforcing.

The model is estimated on quarterly data over 1991Q1 to 2007Q3 using a two-stage estimation strategy. The two long run relationships (2) and (5) are estimated independently in a cointegrating setting before being combined to study the short-term dynamics. This two step approach has been successfully adopted in other countries.¹⁹ Although less efficient from the econometric point of view, this approach allow to find estimates closer to the theoretical assumptions.

¹⁹ On the two-stage approach, see for example Sekine (2001) on Japan, Oomes and Ohnsorge (2005) on Russia, Sacerdoti and Xiao (2001) on Madagascar.

V. MARK-UP THEORY OF INFLATION

A summary of the results for the mark-up equation is presented in Tables 2 and 3 (while Annex Table VI.2 reports the full detail of the regression as well as alternative modeling). The results are reported with a lag structure of 3 quarters for the VAR, although we tested the robustness of the results with different lag structures.²⁰ Results for different inflation indexes are presented in Annex. In the preferred set-up presented below, inflation is measured by the core inflation index CPIX1.

Unit labor cost is strongly significant and it is the main determinant of domestic prices. The value of the coefficient is rather stable in different specifications (between $\frac{3}{4}$ to 0.9) and robust to different assumptions regarding the lag structure of the VECM (or to the inclusion of other variables). However, the coefficient of ULC is on the high side compared to other studies.²¹

To proxy imported inflation, we use the exchange rates of the main trading partners (U.S., Brazil, Argentina), with or without correction for inflation. Consumer prices in Brazil are found to influence inflation in Paraguay more than any other indicator of imported inflation. The U.S. dollar exchange rate is not significant, nor is the nominal effective exchange rate. By contrast, Brazil CPI is significant and its coefficient is stable around $\frac{1}{4}$ -- $\frac{1}{3}$. The non-significance of the U.S. dollar exchange rate is somewhat surprising, given the high pass-through coefficient from exchange rate to price found in a VAR in difference. The significance of the Brazilian CPI rather than the Argentine CPI can be explained by the relatively larger share of imports coming from Brazil, and the higher level of economic integration with Brazil, especially in the east of the country.²²

Table. 2. Summary results of the markup model

	Unrestricted	Restricted	DOLS
Cointegrating vector 1/			
CPIX1	1	1	
ULC	-0.79*	-0.78*	0.77*
CPI Brazil	-0.24*	-0.22*	0.14*
Loading coeff.	0.05	0.05	
Proba. of restriction		0.63	

1/ The coefficient of price (CPIX1) is normalized to -1
 *** denotes significance at the 5 percent level.

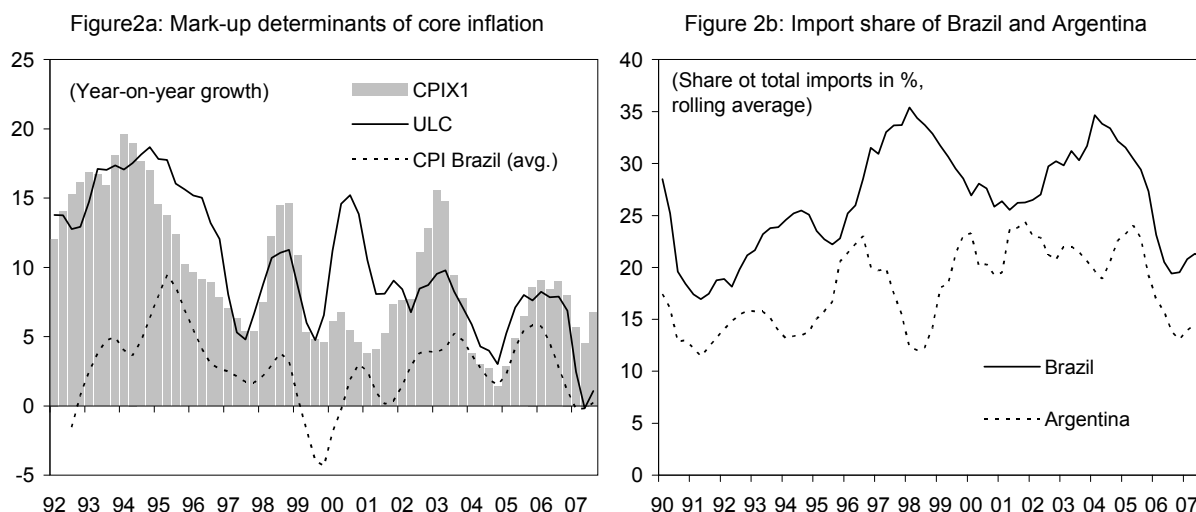
²⁰ Information criteria tend to give different results about the optimal lag structure of the VAR, sometimes favoring very long or very short lags. A lag structure of 3 quarters usually ensures both satisfying properties for the residuals and significant coefficients in the short-term dynamics.

²¹ There is a wide dispersion in the estimates of the ULC coefficient in other countries. Some studies report a relatively low estimate: De Brouwer and Ericsson (1998) estimates 0.47 for Australia; Lissovolik, (2003) gets 0.45 for Ukraine; and Oomes and Ohnsorge, (2005) estimate 0.39 for Russia. However, in other studies the ULC coefficient is on the high side, Sekine (2001) finds a coefficient of 0.94 in Japan. See Table VI.1 for a selected survey.

²² Over the sample period, 28 percent of registered imports came from Brazil against 20 percent from Argentina, but the share of Argentina have been consistently shrinking since the depreciation of the peso in January 2000 and now represents only 12 percent of registered imports against 23 percent from Brazil. The composition of

(continued...)

By contrast, we fail to find a significant impact of oil and administered prices. The lack of significance of these variables is surprising but robust to different modeling assumptions²³.



The linear homogeneity restriction is accepted for our baseline model. In particular, the equation suggests that about 80 percent of core inflation (CPIX1) can be explained by the growth in labor costs (ULC), whereas the remaining 20 percent can be explained by imported inflation from Brazil (CPI Brazil). However, the model is somehow sensitive to the choice of inflation indicator for the dependent variable. When the model is estimated using core tradable prices (instead of core prices), the coefficient of Brazilian CPI has the same weight as ULC, around 0.8 (in this specification the constraint of price homogeneity is rejected). The model using Brazilian CPI and ULC as explanatory variable performed worst when the dependent variable was CPIX rather than CPIX1: the homogeneity constraint is accepted with CPIX1 at a high significance level but not with CPIX. Estimating the model with DOLS tends to give an even lower coefficient for Brazilian inflation, at 0.14.

Table 3: Short term dynamics 1/

	Loading coeff.		R2
	Coeff.	Std.dev.	
CPIX1	0.06	-0.05	0.41
ULC	0.29*	-0.06	0.67
CPI Brazil	0.17	-0.10	0.38

1/ with cointegrating vector:

CPIX1 - 0.88 ULC - 0.22 CPI Brazil

imports may play a role, especially if one country exports more capital goods while another exports more consumer goods, but statistics on registered trade do not show any significant difference in trade composition. For the most recent period, export restriction in Argentina may have also lowered the importance of Argentinean prices.

²³ For example, we introduce the international price of oil expressed in domestic currency or the local component for fuel in the CPI; we introduce administered prices and fuel prices separately, together, or lumped in a common price variables; finally, we use alternative prices indicators, such as the CPI, CPIX, or CPIX1, in all cases oil and administrative prices were not significant.

The model however performs poorly as an error-correction mechanism (ECM) for prices and explains less than half of the short term dynamics of inflation. The loading coefficient of the cointegrating vector in the short-term dynamics of prices is usually not significant (or significant with the wrong sign), which means that deviations from long-term determinants of consumer prices have little influence on prices in the short-term. By contrast, the coefficient is highly significant and with a correct sign for the dynamics of the ULC. The model also explains better the short term dynamics of ULC. This suggests that the cointegrating vector identified may be more relevant for a wage equation than for a CPI equation and that the relation may indicate a stronger link from prices to wages rather than the opposite. This result may come from the mechanism for minimum wage adjustment, which are automatic when cumulative inflation reaches 10 percent after the last adjustment.²⁴ Although minimum wage has direct influence only in the formal sector, it may also affect other labor costs, as it represents a reference wage for workers in general.

VI. MONETARY THEORY OF INFLATION²⁵

A. The Demand for Currency

In this section, inflation is measured by core inflation CPIX. As earlier, the specification of the VAR is based on judgment and statistical tests. The choice of the lag structure of the VAR is based on judgment rather than solely on information criteria.²⁶

In an unconstrained model, the coefficients of currency is close to unity while that of income significantly above unity. The constraint of long run price homogeneity (unit coefficient of money) cannot be rejected at reasonable significance levels by the model (i.e., no money illusion). By contrast, the constant velocity assumption is narrowly rejected, while the vector resulting from the constraints is not interpreted as a cointegrating vector by the trace and

²⁴ As stipulated by law, the National Council for Minimum Wages (CONASAM) is summoned to decide on an adjustment whenever the cumulative rise of the cost of living since the previous adjustment surpasses 10 percent. The council consists of nine representatives (three each for workers, employers, and the government), presided by a Director of Labor. The size of the adjustment is determined in negotiations, with government representatives often assuming a moderating role. The resulting wage adjustment is therefore not strictly bound by the actual rise in costs of living, and has historically often surpassed 10 percent.

²⁵ Annex tables VI.3 and VI. 4 report the full detail of the regressions using different definitions of monetary aggregates. In-text tables provide a summary of the main results.

²⁶ Information criteria such as AIC and BIC suggest the use of only one lag in difference ($k = 2$). However, most often, the residuals of the VAR have better statistical properties with a longer VAR and some of the coefficients of the second difference are significant. Finally, the number of cointegrating vectors is usually not affected by the lag structure, but the income coefficient is consistently higher and beyond the reasonable with a shorter lag structure. For a VAR with two lags, both eigenvalue and trace tests indicate the existence of one cointegration vector. The dynamics are thus driven by two stochastic trends, one for prices and one for real income, and one cointegration vector, which can be interpreted as a money demand relation.

eigenvalue tests. A stronger response of real currency demand to real income may reflect the gradual monetization of the economy as it developed over the period. The coefficient is higher than warranted in the Baumol-Tobin model (which predicts an income elasticity of 0.5); and it is also higher than predicted by a traditional monetarist model (in the quantity theory of money the income elasticity is equal to 1). While higher than predicted by theoretical model, income elasticity is in line with other studies.²⁷

Table. 4. Model with currency in circulation

	Unrestricted	Cons-trained 1/	Cons-trained 2/
Cointegrating vector			
CPIX	1	1	1
Currency in circ.	-1.08*	-1(c)	-1(c)
Output	1.97*	1.50*	1.65*
Opportunity cost	-0.65*	-0.75*	-0.69*
Loading coeff.	-0.11*	-0.10*	-0.10*
Proba. of restriction		0.48	0.21

1/ Restriction on coefficient of currency.

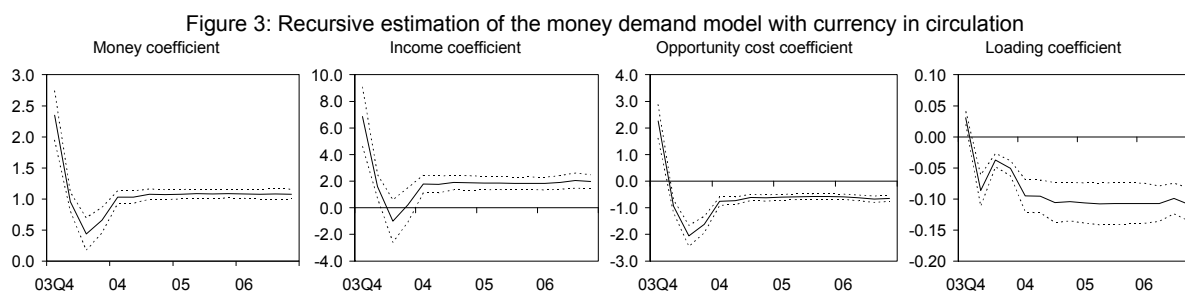
2/ Also weak exogeneity restriction.

Several variables were used as a proxy for the opportunity cost of holding *guaranies*. The variable that best captured this relationship was the backward year-on-year depreciation of the *guaraní* with respect to the U.S. dollar. A model with either the quarterly backward depreciation of the exchange rate or the forward depreciation of the exchange rate (assuming perfect foresight) is less robust in terms of coefficients or number of cointegrating relations. When two opportunity costs are introduced, for example the annual backward depreciation with respect to the U.S. dollar and the return on *guaraní* time deposits, cointegration tests suggest the existence of one or of no cointegration relation, while some coefficients are not significant or with an unexpected sign.²⁸

Recursive estimation techniques to assess a break in the regime show that the currency demand model has been broadly stable for the past three years, but breaks down beyond. We perform a rolling regression for the past three years, by estimating the model over a gradually increasing time period. Excluding 2005-07 has little impact on the coefficients of the model. By contrast, it becomes unstable when 2004 is excluded. An alternative estimation without the opportunity cost of currency (only indicative since tests do not show consistently the existence of one cointegration relation) suggests that this may be due to the high variability of the exchange rate around this period.

²⁷ For example, studies on Albania (Rother, 2000), Armenia (Grigorian et al., 2004) or Russia (Oomes, and Ohnsorge, 2005) found income elasticity in a model with broad money of 2.3, 2.7 and 1.8 respectively. Oomes and Ohnsorge (2005) suggest that the higher coefficient for Russia may be explained by monetization: as the country grows richer, barter transaction decreases, which implies that an increase in income would be more than by the increase of money. By contrast, a coefficient lower than unity could reflect financial development, as economic agents moves away from lower monetary aggregates to use more sophisticated means of payment or savings.

²⁸ When the backward year-on-year depreciation of the *guaraní* with respect to the U.S. dollar is evaluated in a relationship along with the return on a slightly less liquid assets, such as local currency deposits, both the trace and eigenvalue reject the existence of a cointegrating vector.



B. The Demand for Narrow Money and Broad Money

The results of estimating money demand based on M1 and M2 tend to be generally weaker than those for currency in circulation, reflecting the significant and sharp variations of these aggregates over the sample period.²⁹ In addition, test statistics suggest the existence of a second cointegration relation, which is difficult to interpret.³⁰ The difficulty to estimate a stable money demand function for M1 and M2 while finding a stable demand for currency may reflect the recurrence of banking crisis during the sample period, where deposits could be lost in a financial crisis, whereas cash is a safe asset and is always accepted and honored (see Table 5)³¹. The variables included in the VECM encompass demand and return, but not the need for liquidity, which may explain the massive transfer of time and saving deposits in local currency to demand deposits or foreign currency deposits, thus affecting M1 and M2.

By contrast, the results for broad money are consistent with the quantitative theory of money. The estimation of M3 gives a coefficient of money close to unity. In addition, the income coefficient is also close to unity (when the opportunity cost is measured as the spread between assets

Table 5. Monetary aggregate 1990-2007
(Percentage, in share of GDP)

	1990	1996	2002	2007
Broad money M3	20.1	27.0	28.3	24.3
Foreign currency deposits	2.9	9.1	16.5	9.6
Money M2	17.3	17.9	11.8	14.7
Time and savings deposits	3.5	7.1	1.9	1.6
Narrow money M1	7.2	7.7	7.6	11.3
Demand deposits	3.2	3.3	3.6	6.7
Currency in circulation	4.1	4.4	4.0	4.6
↔ Banking crises 1996-2002				

²⁹ In a model without trend (regardless of the proxy used for the opportunity cost), the income coefficient tends to be insignificant. In a model with a trend, the estimation yields somewhat better results, but it is difficult to interpret the trend results, in particular because the trend is positive for M1 and negative for M2. The trend may capture some regularity in the data, such as an increase in the demand for liquidity (for M1) or the dollarization of deposits (for M2). Given the contrasting results on trend for M1 and M2, it is doubtful that the results can be interpreted as a proxy for financial development, and all the more so because no such trend is required for M3.

³⁰ When the test statistics suggested the existence of two cointegrating relations, we assumed that the first relation was a money demand function, and tried to identify the second relation through exclusion of some of the variables. We failed however to achieve any interesting results.

³¹ See Mlachila (forthcoming), "Recurrent Financial Crises: Causes, Costs, and Consequences" for an analysis of the different banking crises in Paraguay (1995, 1997, 1998, 2002, 2003).

within M3 and LRM). In this specification, the unit elasticity of the income coefficient is also accepted, which means that the velocity of money is stationary. The significance of the LRM suggests the effectiveness of monetary policy, as the policy rate has an impact on the public's decision to hold broad money. However, this results need to be taken with caution for a number of reasons: the loading factor is significant but with the wrong sign, which makes it difficult to interpret the relation as an equilibrium one; the eigenvalue test suggest the existence of another cointegration relation; finally, as noted earlier, LRM were not widely available during the first half of the sample period.

The impact of monetary aggregate on short term fluctuations of inflation tends to diminish for broader aggregates. Comparing the result of the estimation among different monetary aggregates, show that the loading coefficient tends to decrease as the monetary aggregate broadens. For currency in circulation, the loading coefficient to the long-run relation is significant (and between 0.07 and 0.11), and implies that half of the deviation from the equilibrium relation is absorbed between 1 and 1½ years. By contrast, the half life benchmark is closer to 3 to 6 years for M1 and M2. Given the other weak statistical properties of the results for higher monetary aggregates, this makes currency in circulation the most relevant aggregate for studying short-term fluctuations of inflation.

Table 6. Comparison of results with difference monetary aggregates

Monetary aggregate	Currency in circulation	M1	M2	M3
Loading coefficient 1/	0.07*-0.13*	0.02*-0.04*	0.04*	n.a.
Half life of deviation (in quarters)	4-7	13-25	25	∞
Price homogeneity	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant velocity	No	No	No	Yes
Income coefficient 2/	1.5*-1.6*	1.6*-2.9*	0.6*-1.6*	0.5ns-1*
Relevant opportunity cost	Depreciation with U.S. dollar	Sterilization paper (LRM)

1/ When with correct sign

2/ In model with price homogeneity

C. Why has Inflation not Picked up with High Monetary Growth?

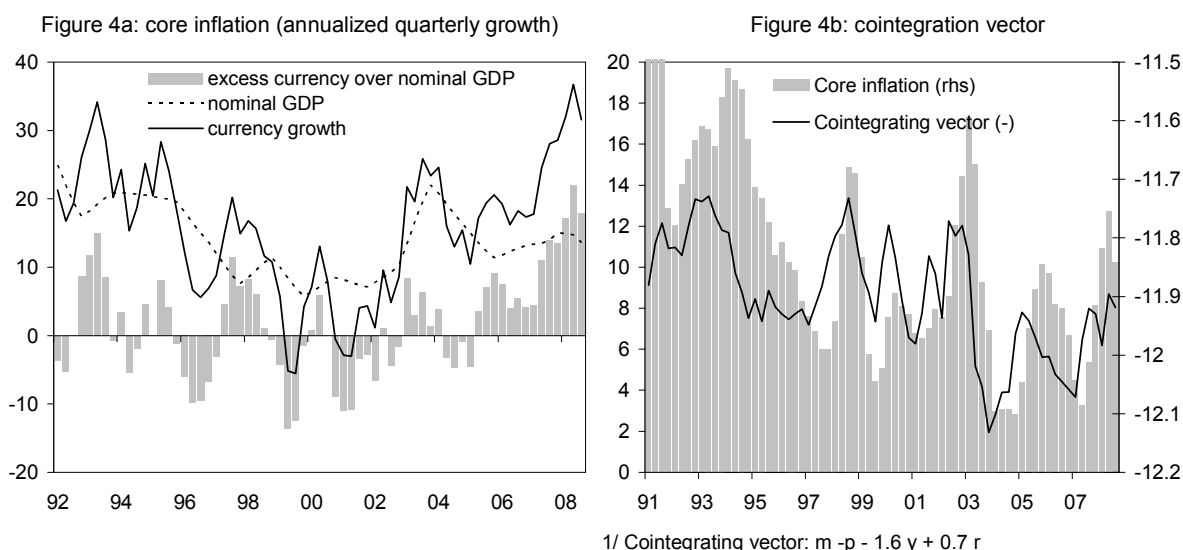
The excess growth of currency in circulation over nominal GDP since 2005 has raised concerns about the potential for fueling inflationary pressures (Figure 4a). Some market observers argue that the limited impact of high currency growth on inflation since 2005 is due to re-monetization after the contraction and low growth of currency in circulation following the currency and banking turmoil of 2001-02. While this question will be analyzed in the next section (in the context of the analysis of short-term determinants of inflation), the long-term cointegration relationship on currency already identified can shed light on this issue.

The coefficient of real income in the baseline model of currency demand is high and already captures monetization of the economy over the sample period. In addition, the appreciation of the exchange rate with respect to the dollar (coming from favorable external conditions) makes local currency more attractive, thus explaining an additional increase in real currency demand. As seen from Table 7, this effect had been almost as important as that of real income in 2007 and contributes significantly to reduce the difference between actual and expected inflation (as measured by the cointegration relationship).³² In 2008, the growth of currency in circulation has reached new high, and the deviation from the long-term equilibrium has increased, despite a sizable appreciation of the currency by about 20 percent. In both years, expected inflation based on the long-run relation remains higher than actual inflation, which points to possible inflation risks. As seen in Figure 4b, an increase of the deviation of currency in circulation from its long run relationship is followed by a pick up of inflation.

Table 7. Determinants of inflation in 2007 and 2008 1/

	Coeff.	In 2007		In 2008	
		Growth	Contrib.	Growth	Contrib.
Currency	1	24.2	24.2	32.4	32.4
Real income	-1.65	6.4	-10.6	4.4	-7.3
Opportunity cost	0.69	-9.8	-6.8	-12.7	-8.8
Expected inflation			6.8		16.4
Actual inflation			5.3		10.5

1/ Average Q1-Q3 for 2008.



³² The relation between exchange rate strength and currency growth (or reversely depreciation and low currency growth) only holds for the second half of the period (in 2001-02 with the depreciation or in 2003-07 for the appreciation). This left one wonders whether the model is picking some statistical regularity in the data rather than the correct opportunity cost of domestic currency. We take comfort in that another study of a dollarized economy with currency instability also find significant and high coefficients of depreciation for money in the range of -0.3/-0.5 in the Russian case examined by Oomes and Ohnsorge (2005).

Panel Figures 5: Basic statistics on monetary aggregates

Figure 5a: Monetary aggregates as share of GDP

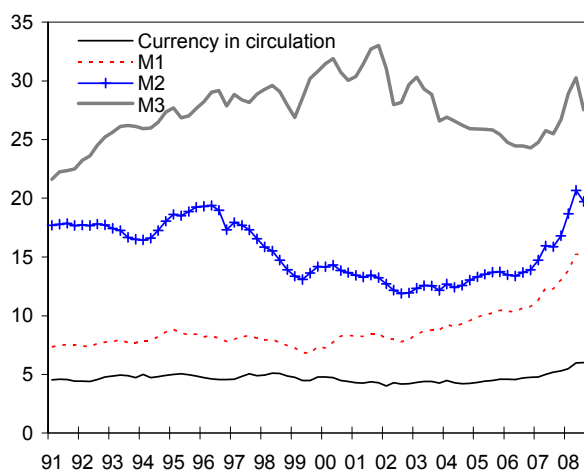


Figure 5b: Money velocity

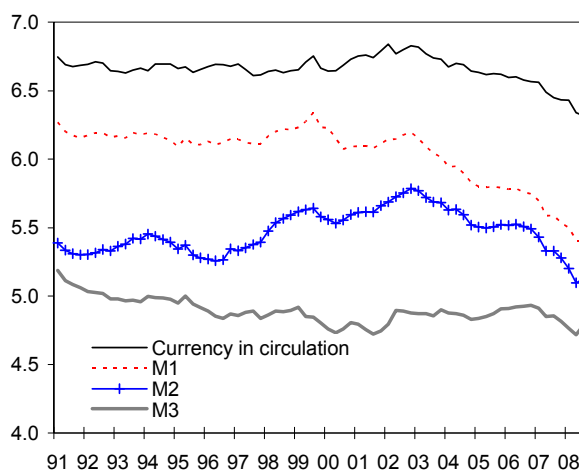


Figure 5c: Y-o-y growth of money and nominal GDP

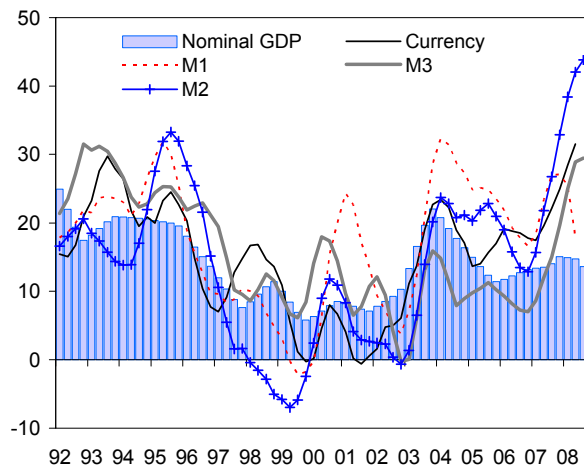


Figure 5d: Deposit dollarization

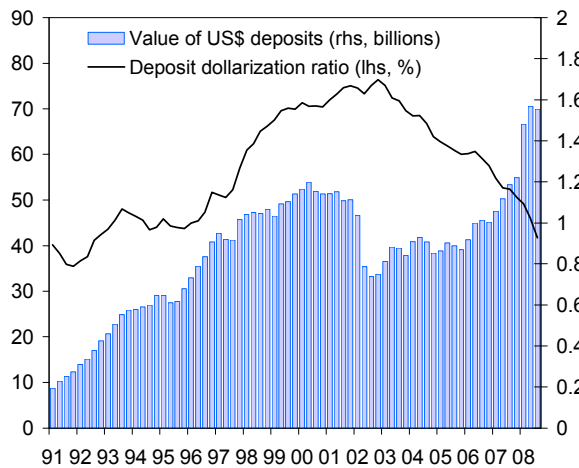


Figure 5e: Rate of return on domestic assets

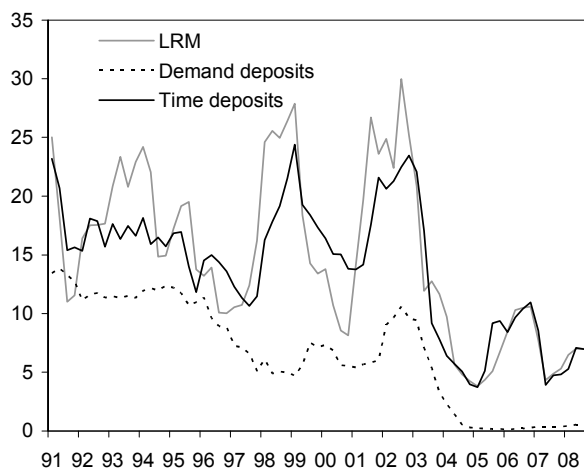
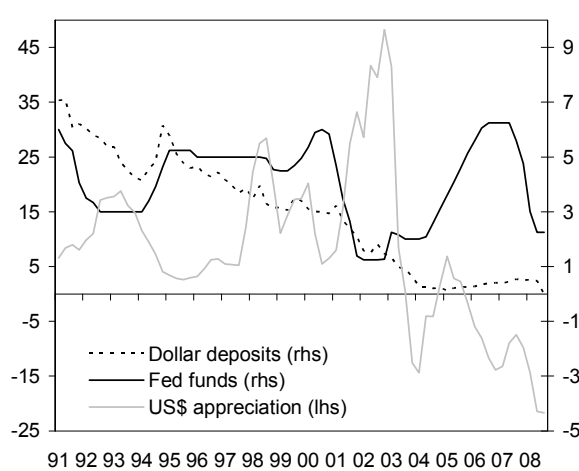


Figure 5f: Rate of return of foreign assets



Over the most recent period, the correlation between high currency growth and the appreciation of the currency is not an accident. The appreciation of the currency reflects in part a reversal after the depreciation of the earlier years linked to regional and domestic shocks (Argentine crisis in 2001 and its spillover on Paraguay's banking system with a banking crisis in 2002). In addition, significant capital inflows and improvement in current account have led the BCP to reconstitute its international reserves. Currency in circulation has picked up as only a fraction of the international reserves accumulation has been sterilized. The model suggests that the appreciation of the currency has contributed to increase the demand for real money balances in local currency, thus limiting the inflationary impact of higher currency growth. However, the model predicts that currency growth is higher than what would be warranted to avoid feeding inflationary pressures.

VII. SHORT-TERM DETERMINANTS OF INFLATION

A. Short-Term Dynamics

This section encompasses the long-term results obtained in the preceding sections to study the short-term dynamics of core inflation. As seen in the previous section on the VECM with currency in circulation, the test of weak exogeneity allows to consider separately the inflation equation. It is assumed that the coefficients of the variables in the long-run relation are those in the model with price homogeneity and weak exogeneity. A second long-term relation from the mark-up model is also added. Since the focus is on core inflation measure by CPIX, the coefficient with this measure of inflation in the unconstrained model is chosen, and then the coefficients of the short-term dynamics are analyzed separately. All the endogenous variables of the VECMs with two lags ("initial" equation) are included initially, then reduce them to the significant variables and add a few additional exogenous variables ("final" equation). Table 8 reports the results of these two equations; only the statistical significant coefficients are reported in the first column (with the exception of the long-run mark-up equation). The first two lags of inflation are significant, which illustrates the persistence of price shocks.³³

Table 8. Dynamics of core inflation 1/

	Initial	Final
Loading coefficients to long run cointegration relations		
Money demand equation	-0.05***	-0.04***
Mark up equation	0.04	
Short run		
d Price (-1)	0.49***	0.42***
d Price (-2)	-0.30***	-0.22**
d ULC		0.17**
d CPI Brazil (-1)	0.06***	0.03*
d Adm prices		0.10**
d Fruits and veg.		0.02***
Constant	0.55**	0.50***
Statistics		
R2	0.65	0.74
Log likelihood	208.8	218.4
Durbin-Watson	2.02	1.86
Akaike criteria	-6.25	-6.51
Schwartz criteria	-5.99	-6.17

Sources: staff estimates

³³ The first autoregressive coefficient is around 0.49, which amplifies an initial shock on inflation, although the second autoregressive coefficient, at -0.30, tend to reduce this impact after two quarters.

The long-run markup cointegration relation is insignificant and the autoregressive coefficients also lack significance. The contemporaneous change in ULC was introduced to improve the fit, and it turns out to be significant. In this case, the first autoregressive coefficient for price also tends to be lower, which suggests that ULC influences prices also by anchoring inflation inertia. ULC may also have a direct effect by raising input costs of products entering into the consumer price index.³⁴

Concerning imported inflation, the exchange rate with Brazil matters for inflation dynamics more than any other exchange rates. Price changes in Brazil also influence the short-term inflation dynamics (but surprisingly not changes in the *guarani* to US dollar rate). Quarterly changes in prices in Brazil enter the equation with a lag of one quarter (as the contemporaneous change of prices in Brazil is not significant).³⁵ These results are interesting in that in the same inflation model, two different exchange rates affect the results, one in the money demand equation through opportunity cost (the *guarani*/ U.S.dollar exchange rate) and the other in the short-term dynamics through its impact on imported products (the *guarani*/Brazilian real exchange rate). It cannot be excluded, however, that the impact of the *guarani*/U.S. dollar exchange rate (captured the long run relation) reflects more than portfolio arbitrage, but also some traditional imported inflation impact. In this case, the impact of the exchange rate with the U.S. dollar would however remain smaller than that of the Brazilian real.³⁶

Finally, to enrich the analysis, specific components of the CPI index were introduced in the analysis of the short-term dynamics. Two measures of oil prices were introduced, international prices converted to local currency and the domestic fuel component taken directly from the CPI index. Surprisingly, none of these variables are significant, although one would have expected the coefficient to be significant and larger than the share of fuel in core CPI to account for spillover. By contrast, administrated prices are significant and with a

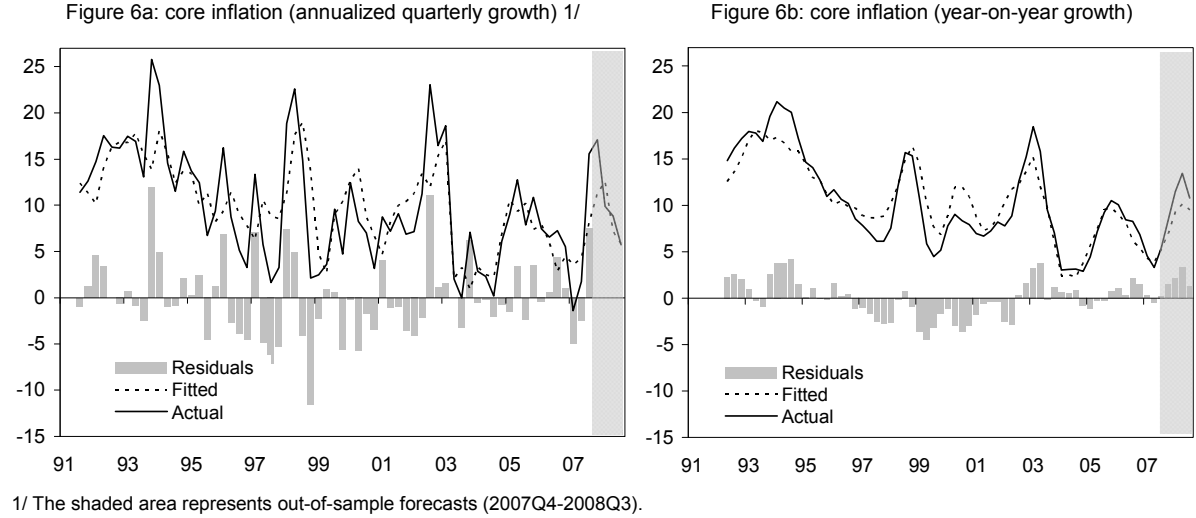
³⁴ Other studies have find similar results that excess money supply seems to matter more for the short-run dynamics than disequilibrium related to the goods market, either captured by a mark-up equation or a purchasing power equation; see Annex Table VI.1, with examples from the above mentioned studies on Dominican Republic, Madagascar, or Russia. By contrast, both the studies on Australia and Japan found significant and large (larger) loading coefficients for the mark-up equation.

³⁵ Quarterly inflation in Argentina also appears to influence the dynamics of domestic inflation, but this effect is driven by an outlier, the collapse of the currency board in early 2002. When the variable is corrected for this effect, prices from Argentina cease to be significant. An alternative model was estimated by introducing the depreciation with respect to the U.S. dollar independently or along the depreciation with the Brazilian real, but this variable also turn out to be not significant.

³⁶ The annual depreciation with respect to the U.S. dollar enters in the long run relation with a coefficient of 0.69. Taking into account the impact the loading coefficient and correcting for the horizon (annual instead of quarterly), this could give a impact of a quarterly devaluation of about 0.01, much lower than that of the depreciation with respect to Brazil with a coefficient of 0.03.

coefficient slightly higher than their share in core CPI: the estimated coefficient is of 0.10 against a share in CPIX of 8.3 percent. This probably reflects that the two main items (urban transport and electricity, accounting together for $\frac{2}{3}$ of the weights of administrated prices) are important cost components of other products. Finally, although fruits and vegetables are excluded from the core inflation index, they have a specific although modest effect on the dynamics of core inflation, possibly because they tend to reinforce inflation inertia.

The extended model explains accurately the short term dynamics of inflation. It tends to explain about $\frac{3}{4}$ of the variance of inflation over the sample period. In the extended model with additional exogenous variables in the short run, the loading coefficient to the cointegrating relation is reduced by half to -0.04 against -0.07 in the restricted VECM and up to -0.13 in some unrestricted specifications presented earlier. The model is also used to make out-of-sample forecast for 2008, using actual data for the exogenous variables. The model captures the uptick in core inflation in 2008, also it tends to underestimate the actual results by about one percentage point.



B. Dynamic Contributions

Dynamic contributions allow to visualize the role of past and contemporaneous shocks on each explanatory variable estimated in a univariate mode. They are produced by inverting the polynomial structure of the model. Using equation (6) and loosed notations in terms of coefficients, we can extract the univariate equation for prices:

$$(7) \Delta p_t = \sum_{i=1}^k \gamma_{p,i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{z,i} \Delta z_{t-i} - \alpha(p_{t-1} - \beta' z_{t-1}) + \varepsilon_t$$

where p_t is the price index, z_t a vector of endogenous or exogenous variables, and the terms γ describes either scalars or vectors of coefficients, as appropriate. Using the lag operator L , we can define two polynomials $A(L)$ and $B(L)$ such that:

$$(8) A(L)p_t = B(L)z_t + \varepsilon_t.$$

The dynamic contribution of each variable of z_t to inflation is derived from rearranging and

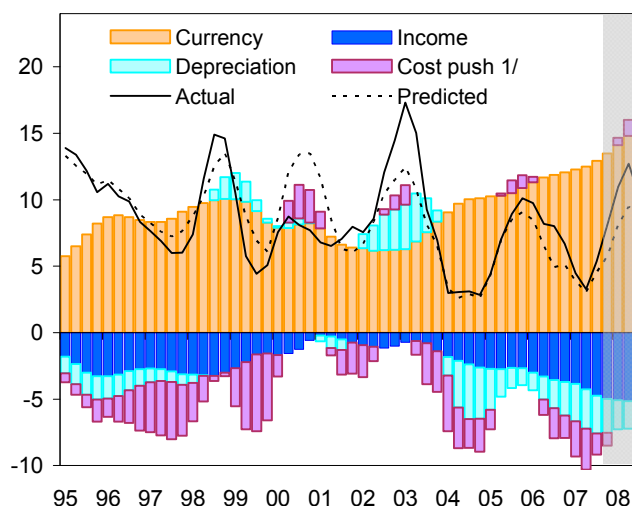
differentiating this equation such that:

$$(9) \Delta p_t = B(L) / A(L) \Delta z_t + \Delta \varepsilon_t / A(L).$$

Given that dynamic contributions rely on infinite polynomials (because of the inversion of $A(L)$), their precision is poorer for the earlier part of the sample.

Dynamic contribution show that the bulk of inflation dynamics is driven by the evolution of currency in circulation, which is not surprising given the structure of the model we imposed and tested on the data. However, currency in circulation has less influence on the short term dynamics and none of the periodic spikes in inflation, for example the rebounds in inflation in 1999, 2003, or 2005, are directly related to currency in circulation. Since 2004, currency in circulation has contributed by 10 to 12 percent to inflation, and that would have pushed inflation up had this impact not been compensated by two impacts, already discussed above: (i) a buoyant money demand related to the transaction motive (real income) has added a negative impact on inflation increasing from 2 to 5 percent since 2004; and (ii) the appreciation of the *guaraní* (leading to higher demand for local currency) has contributed to reduce inflation by 2.5 percent on average.

Figure 8: Dynamic contribution to core inflation



1/ Represent all other factors only in the short-term dynamics such as ULC, inflation from Brazil, or fruits and vegetables.

The exchange rate has played an important role to explain the short-run dynamics of inflation. For example, the depreciation of the *guaraní* against the U.S. dollar (influencing inflation through the opportunity cost) has added about 3.2 percent to inflation in 2002-03, while the depreciation against the Brazilian real added another 0.7 percent of inflation in 2002. The spike in inflation in 2005 can also be explained by exchange rates: the slowdown in the appreciation of the *guaraní*, despite continued currency growth, contributed to about 2 percent to inflation, while the depreciation against the Brazilian currency added another 1 percent to inflation.

Over the sample period, the trend decline of unit labor cost has contributed to a decline of inflation, although occasionally, it had the reverse effect of locking-in some inflation increases, for example in 2003 or 2006. The moderation of administrated prices since 2003 has also contributed to reduce core inflation by about 1 percentage point over the most recent period, although this is a temporary measure.

In 2008, the uptick in core inflation is explained by the continued increase of monetary supply in excess over money demand. In particular, money supply has continued to increase, while the contribution of the other long term components of money demand, output and opportunity cost, is now broadly constant. At the same time, the contribution of cost-push factors, notably administrated prices, has switched from negative to slightly positive.

VIII. SUMMARY AND CONCLUSION

This paper has attempted to shed light on the determinants of inflation dynamics. Among the key findings of the paper are:

- **Money talks.** Although subject to some modeling uncertainty and while the transmission mechanism seems relatively slow, currency in circulation appears as the most relevant monetary aggregate for inflation dynamics. An increase of currency in circulation by 1 percent leads to an increase of inflation by 0.05 points after one quarter, but by 1 percent in the long-run. In the money demand function, the coefficient of income larger than unity suggests a trend increased monetization over the sample period. In the long-run, the quantitative theory of money holds for broad money, but this result has little relevance for short-term inflation.
- **Pass-throughs matters.** In the short run, a 1 percent increase of imported inflation from Brazil adds 0.03 percent to inflation in Paraguay. In the long-run, the exchange rate with respect to the US dollar remains a key factor for portfolio allocation decisions and for money demand. The significance of the depreciation with respect to the U.S. dollar could possibly also capture some pass-through effect from exchange rates to prices.
- **Food feeds inflation.** Food accounts for about 35 percent of the CPI basket. However, food prices tend to have a spillover effect on non-food prices, as evidenced by Granger-causality tests and their coefficient in a price equation. The final impact is larger than its weight.
- **Inertia remains strong.** A shock of 1 percent to inflation in a given quarter gives rise to an additional increase by 0.4 percent after one quarter and by 0.2 percent after two quarters. The wage indexation mechanism may be partly responsible for locking in any inflation increase, although more generally the high level of inertia could be related to inflation expectations and the credibility of the anti-inflationary efforts.

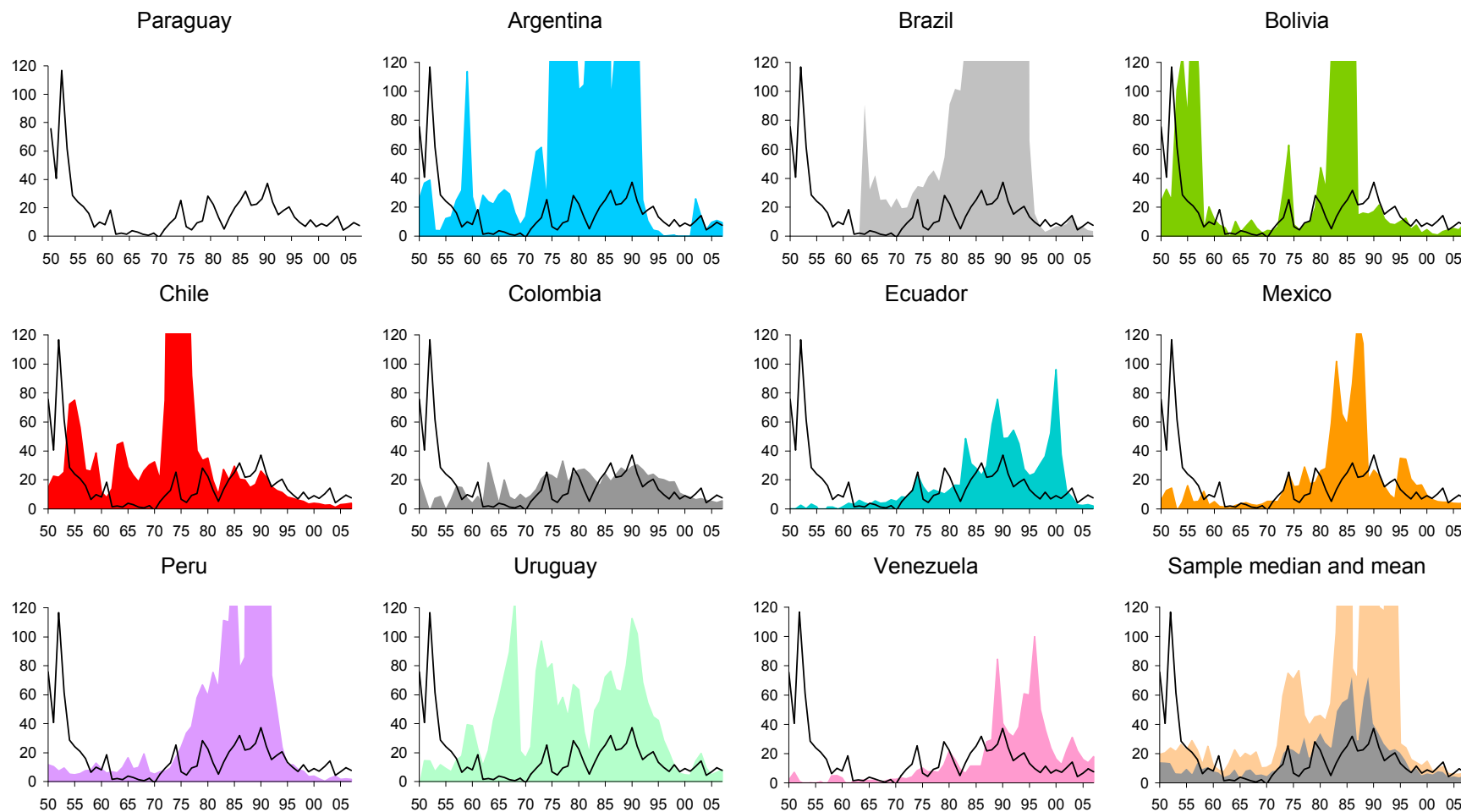
This study thus allows to highlight some of the risks for the inflation outlook in 2008-09. Inflation has been subjected to supply shocks, in particular from food, or exchange rate shocks. A reversal of the appreciation of the *guaraní* against the U.S. dollar, further depreciation against the Brazilian real, or an end of the moderation of administrated prices could lead to higher inflation.

At the same time, this study also presents evidence of monetary policy effectiveness, both through volume or through policy rates. Currency in circulation, the monetary aggregate most easily controlled by the Central bank (as opposed to broader monetary aggregates), is also the best predictor of inflation. Controlling the rate of currency growth through emission of sterilization paper allows to moderate the inflationary impact of money. Also, for broad money, the study suggests that the policy interest rate is also significant in influencing the portfolio allocation of real money balances.

REFERENCES

- Cecchetti, Stephen, 1996, "Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers", NBER Working Paper, No. 5786.
- Central Bank of Paraguay, 2005, Documentos de Trabajos 2005, Gerencia de Estudios Economicos (Asuncion: Banco Central del Paraguay).
- De Brouwer, Gordon, and Neil Ericsson, 1998, "Modeling Inflation in Australia", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vo. 16, No. 4.
- Heenan, Peter, and Roger, 2006, "Implementing Inflation Targeting: Institutional Arrangements, Target Design, and Communications", IMF Working Paper, WP/06/278.
- International Monetary Fund, 2008, "World Commodity Prices and LAC Inflation", in *Regional Economic Outlook: Western Hemisphere* (April), IMF.
- Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian autoregressive models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Juselius, K., 2005, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, unpublished mimeo, University of Copenhagen.
- Grigorian, David, Armine Khachatryan, Grigor Sargsyan, 2004, "Exchange Rate, Money, and Wages: What is Driving Prices in Armenia", IMF Working Paper, WP/04/29.
- Lissovlik, Bogdan, 2003, "Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine", IMF Working Paper, WP/03/126.
- Marques, Robalo, Pedro Duarte Neves, and Luis Morais Sarmiento, 2003, "Evaluating core inflation indicators," *Economic Modeling*, Elsevier, vol. 20(4), pages 765-775.
- Mlachila, Montfort, 2008, "Recurrent Financial Crises: Causes, Costs, and Consequences", mimeo.
- Oomes, N. and F. Ohnsorge, 2005, "Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: The Case of Russia", IMF Working Paper, 05/144.
- Rojas Páez, B.D., and H.G. Wenniger, 2006, "Estimación de la Demanda de Dinero en Paraguay", BCP, mimeo.
- Sacerdoti, Emilio, and Yuan Xiao, 2001, "Inflation Dynamics in Madagascar", IMFP Working Paper, WP/01/68.
- Sekine, Toshitaka, 2001, "Modeling and Forecasting Inflation in Japan", IMF Working Paper, WP/01/82.
- Silver, Mick, 2006, "Core inflation measures and Statistical Issues in Choosing Among Them", IMF Working Paper WP/06/97.

ANNEX I: INFLATION IN A SELECTION OF LATIN AMERICAN COUNTRIES SINCE 1950



Note: In all charts, the plain line represents inflation in Paraguay, while the stacked area represents inflation in a comparator country.

ANNEX II: MICRO LEVEL ANALYSIS OF PRICES

Paraguay: Micro-level Analysis of Prices, 1994-2007 using the 1992 based CPI basket

	Number of items	Weight in CPI	Share of tradables	Average monthly change	Standard deviation	Coeff. of var.	Persistency (first AR coeff)	Proba. in a given month to:			Seasonal coefficients 1/			
								Rise	Fall	Remain constant	Q1	Q2	Q3	Q4
Food	91	39.0	89	0.80	2.02	2.5	0.32	0.54	0.35	<u>0.12</u>	1.02	1.02	1.00	1.00
Meat	21	10.7	100	0.83	2.35	2.8	0.45	0.57	0.39	0.03	0.98	0.96	<u>0.95</u>	1.00
Fruits and vegetables	17	6.2	100	<u>1.35</u>	<u>9.20</u>	6.8	0.13	<u>0.50</u>	<u>0.50</u>	0.01	<u>1.14</u>	1.10	0.99	1.00
Other	53	22.1	81	0.72	1.23	1.7	0.59	0.54	0.28	0.18	1.01	1.02	1.02	1.00
Clothing	52	8.6	97	0.40	0.57	1.4	0.26	0.36	0.09	0.54	1.00	1.00	1.00	1.00
Housing	46	20.8	43	0.66	0.81	1.2	0.57	0.49	0.22	0.29	1.00	1.01	1.00	1.00
Health	22	4.8	32	0.67	0.74	1.1	0.68	0.38	0.08	0.54	1.00	1.00	1.00	1.00
Transportation	14	7.4	39	0.97	1.86	1.9	0.38	0.32	0.12	0.56	1.01	1.00	1.00	1.00
Education and reading	16	4.2	20	0.76	2.07	2.7	0.13	0.23	0.06	0.71	1.00	1.03	1.02	1.00
Miscellaneous expenditures	52	15.2	62	0.58	0.74	1.3	0.72	0.49	0.20	0.31	1.01	1.00	1.00	1.00
Administrated prices	8	7.7	0	0.90	1.96	2.2	0.26	0.13	0.01	0.86	1.02	1.01	1.00	1.00
Fuel	6	3.6	100	1.21	2.96	2.4	0.41	0.32	0.18	0.50	1.01	1.01	1.01	1.00
Core inflation (CPIX)	276	93.8	65	0.70	0.67	1.0	0.76	0.45	0.19	0.36	1.00	1.00	1.00	1.00
Core inflation (CPIX1)	262	82.5	69	0.65	0.67	1.0	0.75	0.46	0.20	0.34	1.00	1.00	1.00	1.00
Non food items	202	61.0	52	0.67	0.64	1.0	0.74	0.28	0.10	<u>0.61</u>	1.00	1.01	1.00	1.00
Tradable	101	66.7	100	0.76	1.40	1.8	0.41	0.50	0.25	0.25	1.01	1.01	1.00	1.00
Non tradable	192	33.3	0	0.65	0.67	1.0	0.66	0.29	0.05	0.65	1.00	1.01	1.01	1.00
Domestic	228	78.1	57	0.71	0.70	1.0	0.73	0.42	0.15	0.43	1.00	1.01	1.00	1.00
Imported	65	21.9	100	0.79	3.15	4.0	0.05	0.51	0.27	0.22	1.03	1.02	1.00	1.00
All items	293	100.0	67	0.72	1.0	1.4	0.80	0.45	0.21	0.34	1.01	1.01	1.00	1.00

Sources: BCP and authors' estimates.

1/ Coefficients are normalized to 1 for Q4; for example, a coefficient of 1.14 for fruits of vegetables in Q1 means prices are on average higher by 14 percent in Q1 compared to Q4.

ANNEX III: THE NEW CONSUMER PRICE INDEX

The BCP started publishing from January 2008 a new CPI based on the 2005 household budget survey. Until then, the weights were based on the 1992 household budget survey. The CPI index is not subject to revision, on accounts of legal constraints, in particular its use for wage indexation. The new CPI series, with a base month in December 2007, will thus be spliced with the older series by applying the same monthly inflation pattern.¹

All things being equal, the new index used from January 2008 should lead to a lower inflation measurement. The new basket gives less weight to food items, which have been one of the main reasons of price increases over the past two years. Had the weights of the new index been used in 2007, headline inflation could have been 1.5 percent lower on average. In addition, the new CPI basket integrates new products (cell phones, internet services, personal computers, cable television, etc.) which have experienced low or negative price increases due to lower international prices and network externalities. By contrast, it has a larger weight for oil related products. Table III.1 provides a comparison of the weights of the IPC in the new and the old index using the new breakdown.²

Annex Table III.1. Weights in the previous and new IPC

Base month	Dec. 1992	Dec. 2007
Goods		
Food	35.3	32.0
Fruits and vegetables	6.2	5.1
Meat	10.7	10.4
Other	18.4	16.5
Clothing	8.6	4.9
Alcohol and tobacco	2.1	1.2
Furnitures	8.0	7.7
Services		
Transport	7.4	14.8
Communication	0.7	3.4
Housing	10.4	8.9
Health	4.8	4.1
Entertainment	5.1	6.1
Education	2.7	4.0
Restaurants and hotels	4.8	5.5
Misc. goods and services	10.3	7.3
Memorandum		
Fuel	3.6	5.8
Administrated prices	7.7	[7.0]

Food items will continue to have a large influence in CPI and their weights remain among the highest in Latin America. In the older CPI index, food items accounted for 39 percent of the CPI basket. The new CPI presents a different categorization, with food items and accounting for about 5 percentage points of the old index distributed to other categories: these are mostly non-tradable items, such as alcohol and tobaccos (1.5 points) or restaurant and hotels (3.7 points). Using the same scope for food products as in the new index (i.e. non-alcohol food consumed at home), the share of food items declines by a tenth from 35 percent to 32 percent. This decline is consistent with Engel's Law, stating that the relative share of income devoted to food tend to diminish as income grows.

¹ Until a full year of data is available based on the extended basket and the new weights, year-on-year inflation would thus be difficult to interpret, as reflecting inflationary pressures, but also the impact of changing weights or new products.

² Comparing old and new weights is not a straightforward exercise. The new basket comprises 450 products against 293 in the previous basket. A few items have disappeared (e.g. anklet or makeup set), other have been added (most notably all communication items beyond fixed lines), and quite a few have been reclassified, either as a group (alcohol removed from food) or independently (school transport removed from education to be included in transport). We have tried to reclassify each item of the old index into the categories of the new index. Annex II presents statistical analysis of each category using the breakdown in the old CPI basket.

ANNEX IV: FOOD INFLATION IN LATIN AMERICA

This annex discusses whether non-food inflation could be considered as a relevant core inflation indicator. We use Granger causality tests to determine whether food inflation cause or not non food inflation for a sample of Latin American countries. We test for Granger causality using quarterly growth of prices in VAR with 1 to 4 lags.

Unlike in most Latin America countries, food inflation in Paraguay is a predictor of non-food inflation. In VAR with long lags, food inflation does not influence non-food inflation, except for Paraguay and Venezuela. In a VAR with two lags, food inflation also Granger-cause non-food inflation in VAR in Brazil and Colombia. By contrast, non-food inflation almost never Granger causes food inflation (for example through higher input costs of primary products) except for Colombia, and, depending on the number of lags, in Ecuador or Mexico.

The results for Paraguay and Venezuela are interesting in that the situation that food inflation Granger-cause non-food inflation is robust to the number of lags considered. For Paraguay, we can offer two reasons for these results: food is a large part of the CPI basket and thus represents a larger share of worker's consumption baskets; in addition, food price increases have potentially an impact on general prices (and thus non-food prices) through the wage indexation mechanism.

Table. Granger-causality tests between food and non-food inflation

	Share of food in CPI	Food inflation does not cause non-food inflation				Non food inflation does not cause food inflation			
		Lags (quarters)				Lags (quarters)			
		1	2	3	4	1	2	3	4
Paraguay	39.0	0.11	0.02*	0.02*	0.03*	0.72	0.93	0.66	0.79
Argentina	31.3	0.77	0.72	0.95	0.92	0.06	0.35	0.51	0.82
Bolivia	49.1	0.07	0.17	0.23	0.28	0.95	0.13	0.36	0.29
Brazil	20.0	0.28	0.03*	0.11	0.25	0.64	0.94	0.77	0.84
Chile	27.2	0.31	0.27	0.40	0.71	0.90	0.68	0.68	0.35
Colombia	29.5	0.46	0.05*	0.49	0.29	0.30	0.02*	0.00*	0.00*
Ecuador	23.5	0.32	0.07	0.26	0.36	0.07	0.02*	0.22	0.22
Mexico	22.7	0.11	0.58	1.00	0.78	0.43	0.68	0.11	0.04*
Peru	47.5	0.08	0.20	0.34	0.52	0.26	0.35	0.61	0.25
Uruguay	28.5	0.22	0.31	0.64	0.45	0.45	0.41	0.72	0.79
Venezuela	22.9	0.03*	0.00*	0.00*	0.02*	0.35	0.53	0.51	0.24

Sources: staff estimates.

ANNEX V: DATA ISSUES AND DATABASE USED IN ECONOMETRIC ANALYSIS

Data for the Mark-Up Theory

The most important gap in available statistics to estimate a markup model concerned unit labor cost. Unit labor cost is defined here as average wage index minus labor productivity for the economy as a whole. Average wages in the economy are available on a semi-annual basis, while minimum wages are available on a monthly basis. Employment data is only available on annual basis with a lag of about a year. To extrapolate the wage index, we assumed a linear relationship of the variables for the missing quarters. Concerning labor productivity, we used quarterly GDP from the national accounts¹ as the denominator and construct a quarterly time series of labor for the numerator. We extrapolate quarterly time series for labor using again quarterly output and the Chow-Lin (1971) methodology. In effect the pattern of output affecting both the numerator and the denominator is smoothed out as the component entering ULC is labor productivity.

Concerning the price of foreign inputs, we used a set of alternative variables: the nominal effective exchange rate, the exchange rate with the US\$ (with or without adjustment for U.S. inflation), and the prices of imported consumer goods from Argentina and Brazil, using the CPI index in both countries converted to *guaranies*.

In the preferred set-up, inflation is measured by CPIX1, but we also estimate the model on headline inflation and core inflation CPIX.

Data for the Monetary Theory

Inflation is measured by the core indicator CPIX. Income is proxied by quarterly real GDP. An alternative proxy for income could be the gross disposable income, including in addition GDP the role of foreign transfers and in particular of private transfers which have increased significantly in the recent period. However, this time series is not available in volume and at the desired frequency.

¹ Quarterly GDP is only available from 1994Q1 to 2006Q4. To extend the time series before 1994 and in 2007, we used an older quarterly indicator of activity and the Chow-Lin methodology (1971). The methodology used is the same as the one currently used to construct quarterly national accounts in Paraguay. One advantage of using this methodology over simply splicing existing fixed-weight quarterly indicators of activity is that the resulting time series is commensurate with GDP. The indicator of activity used for 1991-1994 is based on a more restricted set of sectoral indicators than in the current monthly index of economic activity (IMAEP) and as such is also more volatile and less reliable.

The demand for money is estimated for different monetary aggregates. This will allow to study with monetary aggregates offer the most stable money demand function and present the best statistical properties. Our four monetary aggregates are defined as followed.^{2, 3}

Currency in circulation: CC

Narrow money $M1 = CC + \text{cash in vault and demand deposits}$

Guarani Broad Money $M2 = M1 + \text{time and saving deposits} + \text{certificates of deposits}$

Broad Money $M3 = M2 + \text{dollar deposits}$

To measure the opportunity cost of a given monetary aggregate with respect to an alternative asset, we explore, when possible, the role of two different assets: one alternative asset presents the same liquidity as the monetary asset considered but is denominated in another currency, while the other has the same currency denomination but is less liquid. To provide some examples: we compare the zero nominal return of holding domestic currency to the return of holding dollars in cash (the depreciation of the exchange rate) and the return on local currency time and saving deposits; for Guarani broad money, alternative assets could be dollar deposits (for the same liquidity in another currency) or local bonds (less liquid but in the same currency). Using local bonds present an additional problem, as Treasury bills are not widely traded, especially since the government default in 2003. Another class of assets is the Central Bank sterilization paper (*Letras de Regulacion Monetaria* or LRM): these remained marginal during most of the 1990s. As of 1998, they represented less than a tenth of currency in circulation. In recent years, significant foreign exchange inflows have led the Central Bank to steep up its issuance of LRM for sterilization, which stood by end-2007 at close to $\frac{1}{4}$ of currency in circulation.

² Oomes and Ohnsorge (2005) in the study of money demand in Russia found that the “effective broad money”, which also includes cash dollar in circulation, provides the most stable aggregate for money demand. We would have liked to explore this effect for Paraguay given that the economy is highly dollarized but such time series is unfortunately not available. However, according to economists at the Central Bank, the use of dollar cash for direct transactions in the economy is limited, in contrast to the role of dollar as storage (through dollar deposits) and as calculation unit (most large aggregates are discussed in dollars).

³ Following an earlier study of money demand in Paraguay from Rojas and Wenniger (2006), we have also tried to estimate adjusted narrow money M1A defined as $M1 + \text{time and savings deposits}$. The results were closed to those of M1 and M2 and are not reported here. Rojas and Wenniger estimate demand for M1A on annual data for 1970-2002 after imposing price homogeneity; they find a unit elasticity with respect of income, and a significant opportunity cost measured by the interest rate on certificates of deposits. Differences of frequency and time period may explain why we could not replicate their results.

Database Used

Annex Table V.1 : Database Used

Time series	Code	Description
Activity and price		
GDP	lysa	Quarterly GDP from National Accounts. 1/
CPI	lcpi	Consumer price index in Greater Asuncion.
Core prices	lcpix	CPI excluding fruits and vegetables
Core tradables	lcpixt	Tradable prices, excluding fruits and vegetables
Core non tradables	lcpixnt	Non tradable prices
Wages	lwag	Average wage in Greater Asuncion
Minim. wages	lwmin	Minimum wages
Unit labor cost	lulc	Average wage cost per unit of output, using labor force data from national accounts.
Monetary aggregates 2/		
Currency	lcc	Currency in circulation
Narrow money	lm1	Currency in circulation + cash in vault and demand deposits
M1A	lm1a	Narrow money + time and savings deposits
M2	lm2	Narrow money + time and savings deposits, certificates of deposits
M3	lm3	M2 and foreign currency deposits
Opportunity cost of money on: 3/		
Demand deposit	r_ddg	Demand deposit in local currency
Time and saving dep.	r_tsg	Time and saving deposits in local currency
Dollar deposit	r_d\$	Weighted average of time and saving dollar deposits
Dollar deposit in Gs.	r_d\$g	Above plus y-o-y nominal Gs. depreciation
Policy rate on LRM	r_lrm	Avg. interest rate on sterilization paper (LRM)
M1	r_m1	Weighted average
M1A	r_m1a	Weighted average
M2	r_m2	Weighted average
M3	r_m3	Weighted average, converted in Gs.
Dollar cash	r_\$y	Y-o-y depreciation of the Gs
Dollar cash	r_\$q	Q-o-q depreciation of the Gs
Dollar cash	r_\$fq	Forward looking q-o-q depreciation of the Gs
Exchange rate and foreign prices		
Nominal effective exchange rate	lneer	INS based NEER with correction from hyperinflation in Brazil before 1994.
Nominal exch. rate	ler	Exchange rate with U.S. dollar
U.S. CPI	lcpi_usa	CPI price in USA, converted in Gs
Brazil CPI	lcpi_bra	CPI price in Brazil, converted in Gs
Argentina CPI	lcpi_arg	CPI price in Argentina converted in Gs

Sources: Banco Central de Paraguay (BCP); International Finance Statistics (IFS, IMF); and authors'

1/ Extrapolated using monthly indicator of activity for 1991-94 and 2007.

2/ BCP after January 1995, backdated using IFS.

3/ Expressed in percentage: 100 bp is 0.01.

Annex Table V.2: Stationarity Tests

		ADF test			KPSS		
		Level	First diff.	Order integ.	Level	First diff.	Order integ.
Activity and price							
GDP	lysa	-0.62	-5.65	I(1)	0.15	0.16	I(2)
CPI	lcpi	-2.81	-3.56	I(1)	0.23	0.10	I(1)
Core prices	lcpix	-2.70	-3.69	I(1)	0.25	0.08	I(1)
Core tradables	lcpixt	-1.06	-4.55	I(1)	0.13	0.05	I(0)
Core non tradables	lcpixtnt	-5.03	-2.16	I(0)	0.29	0.13	I(1)
Wages	lwag	-3.98	-1.58	I(0)	0.26	0.13	I(1)
Minim. wages	lwmin	-1.29	-5.16	I(1)	0.21	0.08	I(1)
Unit labor cost	lulc	-4.46	-4.68	I(0)	0.29	0.05	I(1)
Monetary aggregates 2/							
Currency	lcc	-0.33	-3.12	I(1)	0.17	0.23	I(2)
Narrow money	lm1	0.35	-3.05	I(1)	0.16	0.18	I(2)
M1A	lm1a	-0.27	-3.39	I(1)	0.16	0.27	I(2)
M2	lm2	0.00	-2.80	I(2)	0.15	0.20	I(2)
M3	lm3	-3.40	-4.57	I(0)	0.28	0.23	I(2)
Opportunity cost of money on: 3/							
Demand deposit	r_ddg	-1.43	-3.14	I(1)	0.07	0.04	I(0)
Time and saving dep.	r_tsg	-1.90	-4.45	I(1)	0.13	0.05	I(0)
Dollar deposit	r_d\$	-1.02	-4.85	I(1)	0.08	0.07	I(0)
Dollar deposit in Gs.	r_d\$g	-2.80	-4.21	I(1)	0.15	0.04	I(1)
Policy rate on LRM	r_lrm	-2.39	-5.24	I(1)	0.10	0.04	I(0)
M1	r_m1	-1.85	-3.23	I(1)	0.08	0.05	I(0)
M1A	r_m1a	-0.81	-4.04	I(1)	0.15	0.04	I(1)
M2	r_m2	-0.88	-4.65	I(1)	0.13	0.07	I(0)
M3	r_m3	-2.55	-4.32	I(1)	0.15	0.05	I(1)
Dollar cash	r_\$y	-3.01	-4.15	I(0)	0.15	0.04	I(1)
Dollar cash	r_\$q	-3.24	-6.19	I(0)	0.14	0.04	I(0)
Dollar cash	r_\$fq	-3.11	-6.21	I(0)	0.15	0.04	I(1)
Exchange rate and foreign prices							
Nominal effective exchange rate	lneer	-1.74	-4.22	I(1)	0.09	0.08	I(0)
Nominal exch. rate	ler	-1.72	-2.95	I(1)	0.13	0.15	I(0)
U.S. CPI	lcpi_usa	-1.69	-3.08	I(1)	0.13	0.14	I(0)
Brazil CPI	lcpi_bra	-0.79	-5.47	I(1)	0.12	0.07	I(0)
Argentina CPI	lcpi_arg	-2.79	-5.87	I(1)	0.25	0.06	I(1)

Sources: Banco Central de Paraguay (BCP); International Finance Statistics (IFS, IMF); authors' est

1/ Extrapolated using monthly indicator of activity for 1991-94 and 2007.

2/ BCP after January 1995, backdated using IFS.

3/ Expressed in percentage: 100 bp is 0.01.

Annex Table V.3. Correlation between growth rate of selected variables 1/

	lcpi	lcpix	lwag	lulc	lcc	lm1	lm2	lm3	lysa	ler	lcpi_usa	lcpi_bra	lcpi_arg
lcpi		0.98	0.82	0.82	0.57	0.34	0.25	0.63	0.08	0.34	0.41	0.36	0.40
lcpix	0.89		0.84	0.86	0.53	0.28	0.20	0.63	0.03	0.39	0.46	0.37	0.41
lwag	0.57	0.68		0.93	0.64	0.57	0.53	0.77	0.30	0.04	0.12	0.43	0.38
lulc	0.23	0.42	0.34		0.44	0.38	0.33	0.73	0.00	0.23	0.31	0.37	0.37
lcc	0.30	0.36	0.39	0.18		0.70	0.63	0.60	0.59	-0.22	-0.15	0.48	0.37
lm1	0.10	0.15	0.35	0.17	0.64		0.83	0.53	0.53	-0.46	-0.41	0.47	0.30
lm2	0.12	0.16	0.37	0.10	0.53	0.77		0.61	0.57	-0.54	-0.49	0.45	0.20
lm3	0.33	0.43	0.52	0.29	0.31	0.43	0.64		0.32	0.02	0.11	0.33	0.63
lysa	-0.01	-0.04	0.10	-0.04	0.27	0.25	0.30	0.21		-0.44	-0.41	0.30	0.08
ler	0.30	0.30	0.03	0.09	-0.12	-0.36	-0.39	0.07	-0.16		0.99	0.10	0.05
lcpi_usa	0.34	0.35	0.10	0.08	-0.09	-0.34	-0.36	0.13	-0.15	0.99		0.10	0.12
lcpi_bra	0.22	0.20	0.16	0.18	0.18	0.23	0.29	0.34	0.19	0.15	0.15		0.01
lcpi_arg	0.27	0.31	0.23	0.25	0.27	0.19	0.17	0.50	0.03	0.29	0.31	0.02	

Sources: authors' estimates.

1/ Correlation with quarterly growth rate above the diagonal and correlation with annual growth rate below the diagonal.

ANNEX VI: ECONOMETRIC RESULTS

Annex Table VI.1. Some results of other country studies 1/

Choice of push-cost equation: Country:	Mark up equation				Traded goods equation	
	Australia	Japan	Ukraine 2/	Russia 3/	Dom. Rep.	Madagascar
Authors	DeBrouwer Ericsson	Sekine	Lissovolik	Oomes Ohnsorge	Williams Adedeji	Sacerdoti Xiao
Date	1998	2001	2003	2005	2004	2001
Sample period	1977-1993		1996-2002	1996-2004	1991-2002	1971-2000
Frequency	Q	Q	M	M	Q	Q
Monetary aggregate	...	Broad money	Broad money	Effective broad money	Broad money	Broad money
Long run coefficients						
Excess money						
Money	...	1 (c)	1 (c)	1 (c)	1 (c)	1 (c)
Income	...	-0.50	-1.30	-1.26	-1.65	- 1 (c)
Opportunity costs	...	2.15	0.00	0.01	1.72	0.04
Markup model						
ULC	0.47	0.94	0.45	0.39
Foreign prices in local curr.	0.44	0.06	0.17	0.49
Admin./ oil prices	0.09	...	0.33	0.11
Traded goods						
Foreign prices in \$	1 (c)	1 (c)
Exchange rate	- 1 (c)	- 1 (c)
Terms of trade	0.22
Loading coefficients						
Excess money	...	-0.03*	...	3.8*	-0.06*	-0.05*
Markup model	-0.09*	-0.04*	...	-0.08ns
Purchasing power parity	ns	0.00ns
Output gap	0.08*

1/ In the long run relation, the coefficient of price is normalized to 1. In addition:

... indicates that the results were not reported because of the specification chosen,

* / ns indicates if the loading coefficient is or is not significant.

2/ Model estimated by dynamic autoregressive lag models which explains the absence of loading coefficients.

3/ Short term model estimated in second difference, due to a I(1) inflation process.

Annex Table VI.2. Markup model of inflation 1/

	Prefered equation 2/			Additional cost factors					Alternative choice of exchange rate					Core	Core	Head- line	Core tradable	Core tradable
	Unres- tricted	Res- tricted 3/	DOLS	Fuel 4/	Fuel 5/	Adm. prices	Adm. and fuel 5/	Adm. and fuel 5/	NEER	G/US\$	U.S. CPI	Argent. CPI	Brazil and Arg. CPI					
Cointegrating vector																		
ULC	0.79*** (0.08)	0.78*** (0.06)	0.77*** (0.03)	0.84*** (0.09)	0.88*** (0.09)	1.07*** (0.18)	0.74*** (0.25)	0.97*** (0.10)	-1.7 (1.44)	1.08*** (0.06)	0.89*** (0.06)	0.64*** (0.05)	1.57** (0.78)	0.84*** (0.07)	0.80*** (0.04)	0.81*** (0.10)	0.78** (0.33)	0.56*** (0.11)
Exchange rate									0.54 (1.90)	-0.07 (0.05)	-0.01 (0.04)							
CPI Brazil	0.24*** (0.07)	0.22*** (0.06)	0.14*** (0.03)	0.25*** (0.08)	0.20*** (0.06)	0.14*** (0.05)	0.19*** (0.06)	0.14*** (0.04)					-2.04*** (0.53)	0.25*** (0.07)	0.20*** (0.04)	0.33*** (0.10)	0.83*** (0.32)	0.44*** (0.11)
CPI Argentina							0.19 (0.23)	-0.11 (0.07)				0.1 (0.07)	0.01 (0.50)					
Oil prices				-0.04 (0.02)	-0.05 (0.05)													
Administrated prices						-0.18 (0.13)	-0.12* (0.07)											
Loading coeff.	0.05 (0.03)	0.05 (0.04)		0.05 (0.03)	0.07* (0.04)	0.06 (0.05)	0.07* (0.04)	0.05 (0.05)	-0.01*** (0.00)	0.17*** (0.05)	0.01 (0.05)	-0.07** (0.03)	-0.01** (0.00)	0.08** (0.03)	0.09 (0.06)	0.07** (0.03)	0.01* (0.01)	0.04 (0.03)
R2	0.46	0.45		0.50	0.50	0.49	0.55	0.48	0.57	0.61	0.54	0.48	0.55	0.50	0.47	0.37	0.43	0.42
Log likelihood	458.1	458.0		528.3	579.6	617.8	747.6	627.2	480.7	502.5	502.9	500.2	613.0	461.6	458.5	444.2	445.0	437.4
AIC criteria	-13.3	-13.3		-14.7	-16.4	-17.6	-20.7	-17.9	-14.1	-14.7	-14.7	-14.6	-17.4	-13.4	-13.3	-12.9	-12.9	-12.6
Schwarz criteria	-12.0	-12.0		-12.6	-14.2	-15.4	-17.5	-15.7	-12.9	-13.4	-13.4	-13.3	-15.3	-12.1	-12.0	-11.5	-11.6	-11.3
Lag structure	3	3		3	3	3	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
Cointegration rank																		
Trace	1	1		1	1	2	2	2	1	2	0	1	2	1	1	1	1	1
Eigenvalue	1	1		1	1	1	2	1	1	2	0	1	2	1	0	1	1	1
Prob. of LR test on restriction		0.63													0.01			0.00

Source: staff estimates

Note: ***, **, and * denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent level respectively.

1/ For simplicity, in the long-run relation, the coefficient reported are consistent with a normalization of price to -1. By contrast, for the loading coefficient of the price equation, the coefficient is consistent with a normalization to 1 (hence a negative loading coefficient is expected).

2/ Preferred equation: CPIX1 with or without price homogeneity restriction on ULC and exchange rate.

3/ With constraint of linear homogeneity.

4/ International oil price

5/ Domestic fuel component.

Annex table __. Results of money demand equation with currency in circulation 1/

	Preferred model 2/					Sensitivity to opportunity costs				Sensitivity to inflation index			
	Unres- tricted	Res- tricted	Res- tricted	Res- tricted 3/	DOLS	Quarterly deprec.	Quarterly deprec. forward	Interest rate on savings	Dom. and ext. interest	Headline CPI	Core CPIX1	Core non tradable	Core tradable
Cointegrating vector													
Money	-1.08*** (-0.08)	-1 (c)	-1 (c)	-1 (c)	1.18*** (0.04)	-1.14*** (-0.07)	-1.19*** (-0.07)	-1.44*** (-0.08)	-0.87*** (-0.09)	-1.14*** (-0.06)	-1.09*** (-0.08)	-0.78*** (-0.14)	-1.14*** (-0.13)
Output	1.97*** (-0.51)	1.50*** (-0.17)	1 (c)	1.65*** (-0.19)	-2.20*** (0.28)	2.44*** (-0.47)	2.85*** (-0.46)	3.51*** (-0.49)	0.62 (-0.59)	2.14*** (-0.42)	1.89*** (-0.57)	1.18 (-0.89)	2.09** (-0.86)
Opportunity cost over foreign asset	-0.65*** (-0.11)	-0.75*** (-0.12)	-0.92*** (-0.15)	-0.69*** (-0.14)	0.30*** (0.06)	-0.43*** (-0.08)	-0.31*** (-0.08)		-1.18*** (-0.19)	-0.57*** (-0.08)	-0.63*** (-0.12)	-0.53*** (-0.18)	-0.91*** (-0.19)
over domestic asset								-2.37*** (-0.60)	1.52*** (-0.52)				
Loading coeff.	-0.11*** (-0.03)	-0.10*** (-0.02)	-0.07*** (-0.02)	-0.10*** (-0.02)		-0.11*** (-0.03)	-0.09*** (-0.03)	-0.07** (-0.03)	-0.09*** (-0.02)	-0.13*** (-0.04)	-0.14*** (-0.05)	-0.10*** (-0.02)	-0.09*** (-0.03)
R2	0.59	0.60	0.54	0.60		0.61	0.60	0.43	0.61	0.31	0.39	0.54	0.44
Log likelihood	641.8	641.6	638.8	638.9		549.4	551.4	743.8	821.2	599.8	602.6	619.1	614.9
AIC criteria	-18.6	-18.5	-18.5	-18.5		-15.8	-15.9	-21.9	-23.5	-17.4	-17.2	-17.8	-17.7
Schwarz criteria	-16.9	-16.9	-16.8	-16.8		-14.3	-14.4	-20.4	-21.1	-15.9	-15.2	-16.2	-16.1
Lag structure	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	2	2
Cointegration rank													
Trace	1	1	0	1		2	1	0	1	1	1	1	1
Eigenvalue	1	1	0	1		0	0	0	0	1	1	1	1
Prob. of LR test on restriction		0.48	0.05	0.21									

Source: staff estimates

1/ In both the long-run relation and the short-term dynamics, the coefficient reported are consistent with a normalization of price to 1.

2/ Preferred model: core inflation (CPIX), annual G/\$ depreciation for opportunity cost

3/ Constrained coefficient on currency and weak exogeneity restrictions.

Annex Table __. Money demand equation with different monetary aggregates 1/

Alternative asset: 2/	Narrow Money M1							Guarani Broad Money (M2)				Broad Money M3			
	Time and saving deposits				Dollar currency 3/			Dollar deposits 3/				None	U.S. Fed. funds 3/	LRM	LRM
Cointegrating vector															
Money	-0.74*** (-0.13)	-1 (c)	-2.62*** (-0.73)	-1 (c)	-0.61*** (-0.06)	-1.43*** (-0.26)	-1.63*** (-0.22)	-1.17*** (-0.19)	-1 (c)	-0.72*** (-0.19)	-1 (c)	-0.95*** (-0.06)	-0.94*** (-0.05)	-0.99*** (-0.06)	-1 (c)
Output	0.93 (-1.08)	2.93*** (-0.37)	5.93*** (-1.96)	1.59** (-0.75)	-0.25 (-0.44)	1.38** (-0.70)	2.20*** (-0.57)	1.45 (-1.03)	0.56** (-0.27)	0.69 (-0.71)	1.59*** (-0.38)	0.48 (-0.41)	0.69* (-0.39)	0.99** (-0.44)	-1 (c)
Opportunity cost	-3.53*** (-0.78)	0.59 (-0.64)	-4.84*** (-1.22)	-3.34*** (-0.73)	-1.10*** (-0.11)	-1.56*** (-0.18)	-1.38*** (-0.16)	-1.92*** (-0.23)	-2.06*** (-0.25)	-1.27*** (-0.17)	-1.41*** (-0.18)		-0.40** (-0.19)	-1.40*** (-0.32)	-1.43*** (-0.28)
Trend			0.04** (-0.02)	0.01** (0.00)		0.02*** (-0.01)	0.03*** (-0.01)			-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)				
Loading coeff.	-0.03** (-0.01)	-0.04** (-0.02)	-0.02** (-0.01)	-0.04*** (-0.01)	-0.09*** (-0.02)	-0.06*** (-0.01)	-0.08*** (-0.02)	-0.04*** (-0.01)	-0.04*** (-0.01)	-0.08*** (-0.02)	-0.06*** (-0.02)	0.05** (-0.02)	0.08*** (-0.03)	0.07*** (-0.02)	0.07*** (-0.02)
R2	0.41	0.41	0.40	0.42	0.66	0.66	0.72	0.65	0.65	0.68	0.66	0.39	0.53	0.55	0.55
Log likelihood	678.5	678.2	680.3	679.1	623.8	627.8	636.2	650.6	650.4	652.5	651.9	514.2	693.3	674.2	674.1
AIC criteria	-19.8	-19.8	-19.9	-19.8	-18.0	-18.1	-18.1	-18.7	-18.7	-18.7	-18.7	-15.2	-20.0	-19.4	-19.4
Schwarz criteria	-18.3	-18.3	-18.3	-18.3	-16.4	-16.4	-15.9	-17.0	-16.9	-16.9	-16.9	-14.3	-18.3	-17.7	-17.7
Lag structure	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Cointegration rank															
Trace	2	2	1	1	2	1	1	0	1	1	1	1	2	1	1
Eigenvalue	1	2	0	0	2	1	1	0	1	1	1	1	2	2	2
Prob. of LR test on restriction					0.12						0.27				0.95

Source: staff estimates

1/ In both the long-run relation and the short-term dynamics, the coefficient reported are consistent with a normalization of price to 1.

2/ Opportunity cost measured as a spread of the return of the alternative asset over the rate of return of a given aggregate.

3/ Return measured with backward depreciation over a year.

Haiti –Money Demand and Inflation Dynamics

Brieuc Monfort¹

July 2006

Abstract

This paper presents a standard money demand function for Haiti estimated over 1996-2006 using a cointegrated VAR model. The estimation yields four principal results: (1) In the long run, prices evolve one-in-one with monetary aggregates (price homogeneity), a result which is robust to alternative assumptions; however, inflation also displays large inertia. (2) The model captures the impact of gross national disposable income, but the assumption of constant velocity is rejected. (3) The model fails to capture any impact of the opportunity cost of holding money (interest rate differential, inflation, depreciation...), despite evidence of asset substitution between gourde and dollar assets. (4) In the short run, inflation dynamics is also influenced by petroleum prices.

Contents

1. Introduction	2
2. Analytical Framework and Econometric Methodology.....	3
3. Data and Sample	4
4. Long Run Money Demand	8
5. Short Run Inflation Dynamics	12
References	16
Annex 1. The Chow-Lin Methodology.....	17
Annex 2. Base Money and Inflation	18

¹ Western Hemisphere Department, International Monetary Fund. Paper presented at an internal seminar at the Banque de la République d'Haiti (BRH) in June 2006, in presence of the Governor of the BRH, M. Raymond Magloire, and the Minister of Finance, Daniel Dorsainvil. Comments from seminar participants and from IMF staff, especially Przemek Gajdeczka, mission chief on Haiti, are gratefully acknowledged.

“Il n’y que le national qui monte et descend”
(Only the national flag goes up and down),
Haitian saying

1. Introduction

Without ever experiencing an episode of hyperinflation or of very high inflation, Haiti is consistently at the top of the classification of countries by inflation since 2003². In many respect, the position of Haiti as a high inflation country is surprising: it is highly open on international trade, with official statistics probably underestimating the openness ratio given the extend of smuggling; a number of characteristics of Haiti, such as low capacity, recurrent political instability and the status as a post-conflict country, or the middle level of dollarization, could all contribute to high inflation, but inflation is higher in Haiti than in any group of comparator countries (table 1). The persistence of high inflation since 2005 is all the more surprising given the end of central bank financing of the government, which may have contributed earlier to feed inflation. Why do prices in Haiti go so consistently upward?

This paper attempts to shed light on this question. It presents a standard money demand function for Haiti estimated over 1996-2006 using a cointegrated VAR model. Prices are determined in the long run by monetary aggregates and income. The paper examines the role of different monetary aggregates. In the short run, the paper also explores the role of supply shocks or of exchange rate shocks.

Table 1. Haiti and comparator countries, average annual inflation rate, 1996-2006

	Sample size	1996-2001	2002	2003	2004	2005	2006 p
Haiti		14.5	9.6	26.7	28.3	16.8	14.8
Latin America and Caribbean	32	9.6	6.6	8.1	7.4	6.4	6.0
Caribbean	12	3.4	2.1	5.5	7.1	4.5	4.2
Central America	9	10.3	6.2	7.0	6.5	7.6	7.3
Dominican Republic		6.9	5.2	27.4	51.5	4.2	8.5
Low income countries	55	11.4	7.9	8.5	7.6	9.5	7.3
Low and medium income	138	10.6	7.7	7.6	6.8	7.3	6.3
Post conflict	21	11.3	6.3	9.3	7.8	8.6	6.8
Dollarized 2/	9	10.3	8.8	8.2	7.9	8.7	7.5
High corruption 3/	19	11.7	13.6	13.2	9.0	9.9	8.1

Source: WEO.

1/ Excluding countries with annual inflation above 100 percent.

2/ Countries with a medium level of dollarization, between 1/3 and 2/3 of deposits.

3/ Bottom 20 countries in Transparency international, excl. Myanmar.

² Inflation in Haiti was the 6th highest in the world in 2003, the 4th highest in 2004, and since then the 10th highest in 2005 and probably also in 2006.

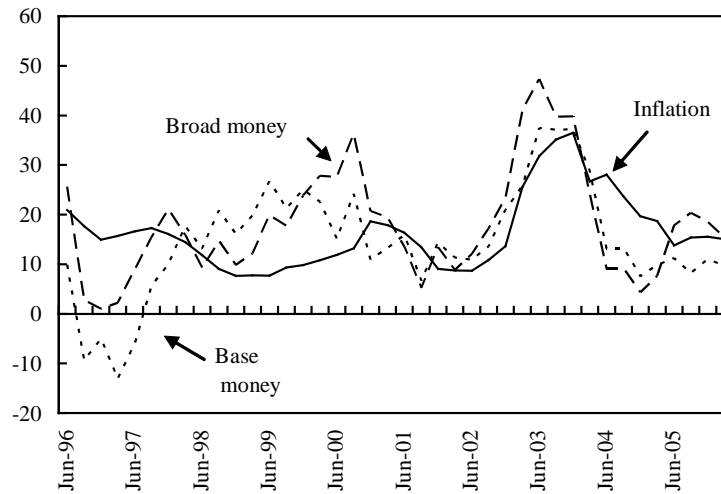
2. Analytical Framework and Econometric Methodology

The theoretical underpinning for the study is a standard money demand equation. The equilibrium in the money market entails that real money supply equals real money demand:

$$(1) \quad m^s - p = m^d(y, i)$$

where m^s is money supply, p the price level, and where the demand for real money balances, m^d , is a positive function of the real income, y , and a negative function of the opportunity cost of holding money, i . The specification of the demand for real balances thus captures both the transaction and the speculation motives for holding money.

Figure 1. Inflation, broad money (M3) and base money
(12 month percentage change)



A casual look at the data suggests that the standard relation between money and prices may not always hold (figure 1). Broad money growth is in line with inflation for example during the high inflation episode of 2003-04, but the following drop of broad money growth in 2005 was followed by a much slower decline of inflation. In the same way, inflation displays substantially more inertia than broad money growth during 1996-2001.

A cointegrated VAR model seems the most appropriate to encompass both the long-run and the short term dynamics. The cointegrated VAR (or VECM) model allows to distinguish between stochastic trends and cointegration relationships (Johansen, 1991; Juselius, 2005). The long-run money demand relation has the following form:

$$(2) \quad m_t + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 i_t + \mu_0$$

where μ_0 is a constant or a constant and a trend if the specification incorporates the effect of long-run parameter shifts.

A number of restrictions can be tested on the functional form of the money demand relationship. The case where m_t and p_t are cointegrated with $\beta_1 = -1$ implies long run price homogeneity: money and prices are moving together in the long-run, although not necessarily in the short-run. The case where money, prices, and income are cointegrated with $\beta_1 = -\beta_2 = -1$ and μ_0 is a constant implies that the money velocity is stationary: this implies common movements of money, prices and income.

In the short run, prices are influenced by the deviation from the long run equilibrium and by short-term shocks. The short run equation is the following:

$$(3) \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t$$

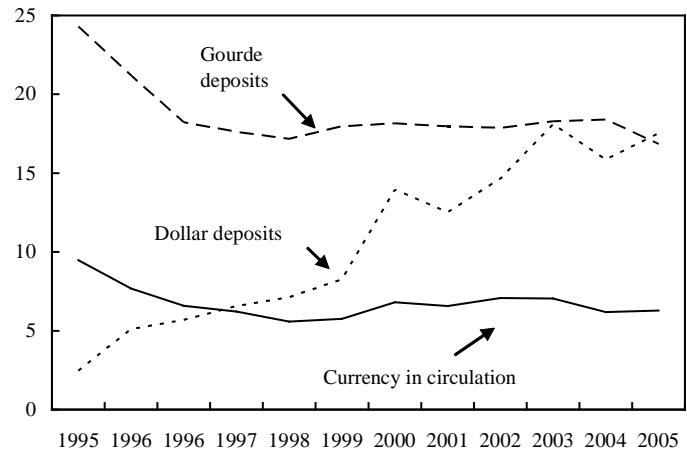
where x_t is the vector of endogenous variables (m, p, y, i) and μ_t is a vector capturing the short-run or long run constants or trends. The long run error-correction relation is given by $\beta' x_{t-1}$, while α represents the adjustment to the cointegrating vector. The short run dynamics may also be influenced by some exogenous variables, such as import prices, exchange rates, or petroleum prices.

3. Data and Sample

Two main challenges to estimating a money demand function arise with respect to data:

First, most intra-annual data are only available for the last ten year, which may be a short time span to attempt to identify an equilibrium relation. In addition, Haiti has suffered from a number of important shocks, with natural disasters, political turmoil, and on-off cycles of aid inflows. However, the restoration of democratic rule in late 1994, after three years of military rule and increasingly severe economic embargo, can be considered as a structural break. Thus, the period 1995-2006, although short, may present a certain unity. Second, the money demand function may be affected by structural changes in money composition. Broad money remains broadly stable from 36 percent of GDP in 1995 to 41 percent in 2005, after a low point at 30 percent in 1999; however, dollar deposits have rising almost continuously from 3 percent of GDP in 1995 to 18 percent of GDP in 2005, above the level of gourde deposits (figure 2). The deposit dollarization ratio has only temporary declined in the six months following the

Figure 2. Components of broad money
(percentage of GDP)



departure of President Aristide in February 2004, but it has since resumed its upward path to reach an all time high of 51 percent in March 2006.

The model is estimated on quarterly data over 1996Q3-2006Q2.³ The sample period was restricted by excluding the first six quarters of available data, giving an estimation sample of only 40 points, as no significant relation could be found over 1995Q1-2006Q2. This may be due to the specificity of the immediate recovery period at the end of the military regime. In 1995, real GDP growth increased by 10 percent, after a cumulative decline of 20 percent during the previous past three years. At end-September 2005, average annual inflation was still at 28 percent, after a peak at 40 percent the preceding year. In 1996, real GDP growth rate was back at a lower level of 4 percent while inflation rate was down at 21 percent. Another explanation may be due to a change in monetary policy in late 1996: the central bank stopped relying principally on administered interest rates and reserve requirements and relied more on market operations, with the introduction of central bank bonds for the first time in November 1996.

GDP is only available on an annual basis in national accounts but quarterly data has been created using the Chow-Lin methodology. Real GDP is used as a proxy for real income, which is the determinant of the money demand functions. The statistical institute, IHSI, produces quarterly volume indicators of activity, for example on industrial production, construction, or trade. Construction is strongly correlated with GDP (correlation of growth rates of 0.90 over 1996-2005) while the correlation of industrial production or trade is much lower (respectively at 0.06 or 0.31 for the same sample period). However, construction is also more volatile, with a standard deviation of annual growth rate twice as high as that of GDP; in addition, the correlation with GDP is less strong at the beginning of the sample period, due to an autonomous construction boom in FY1996-1998. Instead of using directly the quarterly indicator of construction, a quarterly indicator of GDP is constructed using the Chow-Lin (1971) methodology and the quarterly index of construction activity as regressor⁴. Unlike all monetary variables, no indicator of activity is available on a monthly basis; creating a monthly indicator of income by purely statistical methods in order to increase the degrees of freedom of the model would only have added noise to already weak data.

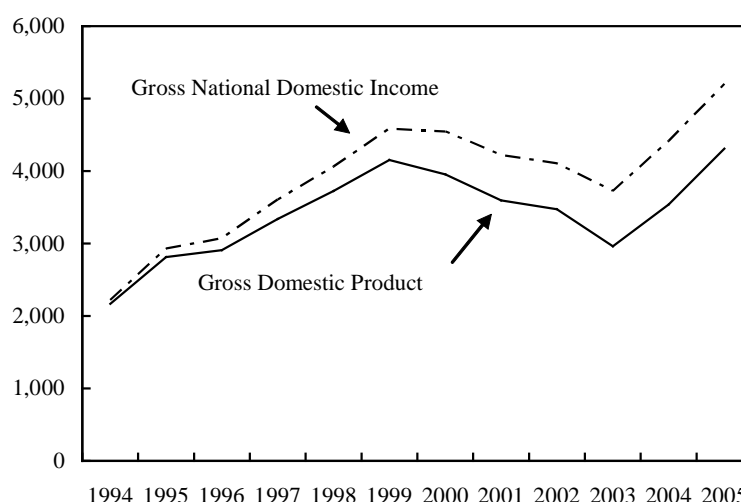
An alternative proxy for income, gross national disposable income, includes the impact of private remittances. Some studies on countries with large remittances suggest that GDP is an inappropriate indicator of household income given the extend of transfers and

³ Haiti's fiscal year spans over October-September. Thus, for example, Q1 corresponds either to end-December data or to the average over October-December.

⁴ In essence, the methodology of Chow-Lin allows to construct quarterly aggregates, which sum up to obtain the annual aggregate and evolve in line with quarterly indicators selected as regressors. See Annex 1 for details.

remittances.⁵ In Haiti, private remittances have risen from 4 percent of GDP in 1995 to 21 percent in 2005 after peaking at 26 percent in 2003 (figure 3). Remittances data are available in U.S. dollars on an annual basis, except for the most recent period where quarterly data are available. To construct a quarterly indicator of real income from remittances consistent with GDP, remittances have been converted in domestic currency and deflated by the GDP deflator. Using the Chow-Lin methodology, a quarterly indicator was constructed with quarterly U.S. GDP as the regressor. However, this correction may not be sufficient to improve the proxy of domestic income, as national accounts apparently underestimate informal activity⁶ while some evidences suggest that the informal sector is growing.

Figure 3. GDP and Gross National Domestic Income
(million of U.S. dollars)



The note explores the role of three monetary aggregates, currency in circulation, gourde money M2, and broad money M3. Monetary aggregates are measured as outstanding at the end of the quarter. M2 money is the sum of currency in circulation and gourde deposits, while broad money M3 also incorporates U.S. dollar deposits. Unlike M2 and M3, currency in circulation presents a strong seasonality in Q1 and is on average 14 percent higher than in other quarters. This is explained mainly by cash needs, higher remittances, and travels from Haitian living abroad around the Christmas season. For simplicity, a dummy is added for the regressions for currency in circulation to capture the seasonal effect. A study on money demand in a dollarized economy shows that the money demand function is more robust when the monetary aggregates include an estimate of foreign

⁵ See the estimations of money demand for Armenia (Grigorian et al, 2004) and Albania (Rother, 2000). These studies discuss but do not include the impact of private remittances.

⁶ When the national accounts were rebased in 2000, GDP figures were raised by 10 percent to better account of the informal sector. A survey of the informal sector is underway in order to prepare for the rebasing of national accounts scheduled for 2007 or 2008.

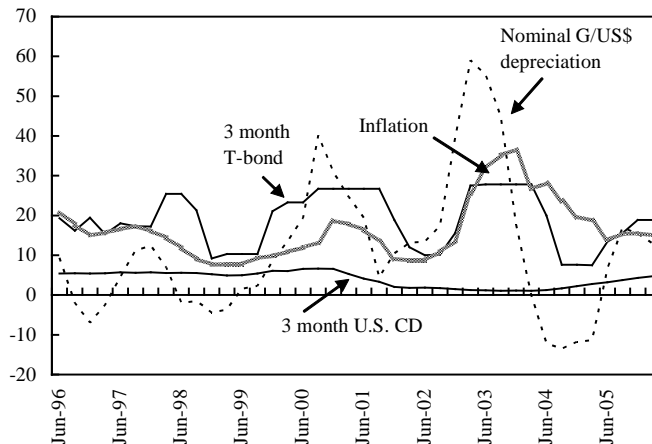
cash holdings⁷. However, no information is available on foreign cash holdings for Haiti, although anecdotal evidences suggest that a decent share of transactions is taking place in dollars.

Inflation is measured by the average CPI index over a given quarter. The CPI index has been rebased in 2005, using the household consumption survey of 2000. The CPI index has been backdated from 1996 onwards using price changes for the main categories of the previous CPI index. An important component of the CPI basket consists of imported goods: overall, imported goods account for 39 percent of the index; petroleum products, all imported, account directly for 3 percent of the index, but could account to 5-6 percent if one includes the indirect impact through public transport; imported food accounts for 20 percent of the index. The weight of imported goods in the CPI index is broadly consistent with the share of imports of goods in GDP, at 32 percent (42 percent for imports of goods and services).

The opportunity cost of holding money is captured by a set of alternative variables, included in the regressions as spread over the nominal return on money. The variables are measured as average over the three month of the quarter. The variables are the following:

- An average of time and saving rates in gourdes and in U.S. dollars, weighted by the share of each component in the monetary aggregate, is used to capture the nominal return of money.

Figure 3. Interest rate, inflation, and depreciation
(Percentage points or annual percentage change)



⁷ See the estimation of money demand for Russia (Oomes and Ohnsorge, 2005). The authors test five different measures of monetary aggregates (ruble currency in circulation, ruble narrow money, ruble broad money, broad money, “effective broad money” including the estimates of foreign cash holding). The coefficients β of the long run relationship have a higher significance and are more stable when effective broad money is used; the adjustment coefficients α of short term inflation dynamics to the long-run relationship are only significant with effective broad money.

- This interest rate is compared to either the interest rate on three month domestic Treasury bills or the three-month deposit rate on U.S. certificate of deposits. The first issuance of domestic bond occurred in late 1996 and, for the purpose of econometric analysis, the Treasury bill rate is backdated for early 1996 by assuming that the difference over deposit rate is constant.
- The depreciation of the exchange rate captures the cost of holding domestic currency against holding U.S. assets. Alternatively, this opportunity cost can be captured by 12-month inflation, which is generally well correlated with nominal depreciation.

The rates of return are stationary in level while all other variables are stationary in difference. Annex Table 1 presents basic descriptive statistics for the variables used, as well as the augmented Dickey-Fuller (ADF) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests of stationnarity.

4. Long Run Money Demand

Standard tests help define the specification of the VAR model. Before imposing restrictions on the cointegration rank, a number of tests are performed on the unrestricted VAR. The lag structure of the VAR is based on the AIC and BIC information criteria; information criteria tend to present contrasting results, suggesting either a short lag structure of 2 quarters, or a much longer lag structure. Juselius (2005) argues that, in most case, a lag length of 2 is sufficient to describe a very rich dynamic structure. Given the short time span covered and the concern about losing degrees of freedom, the model usually includes a short lag structure, but robustness tests are performed by lengthening the lag length. An inspection of the residuals of the unrestricted VAR suggests the inclusion of two dummies, in 2003Q3 and 2004Q3⁸. Bera-Jarque tests and Box-Pierce tests check that the residuals of the VAR are normal and not autocorrelated. The rank of cointegration is determined using trace and eigenvalue tests. In the most general form, the VAR includes a constant in the cointegration vector and in the short-term dynamics. In some case, the presence in the potential cointegration vector of a trend, capturing for example trend dollarization, is also tested. These tests are presented in Annex tables 2, 3, and 4, but only for the preferred money demand function described below.

The preferred model consists of broad money, gross national disposable income, and prices with a unit indexation to broad money; but it includes no terms for the opportunity cost of holding money. The dynamics is driven by two stochastic trends, one for prices and one for real income, and one cointegration vector, which can be interpreted as

⁸ These dummies probably capture the spike in broad money expansion and inflation in mid-2003 and the high level of inflation from late 2003 to mid-2004: broad money growth on a 12-month basis was at a all time high of 47 percent in 2003Q3; inflation reached 31 percent in 2003Q3, peaked at 36 percent in 2004Q1 and remain high as 28 percent in 2004Q3 before declining.

a money demand relation. This model is chosen because both of its interpretation in economic terms and of its statistical properties: coefficients are significant and consistent with economic theory; the adjustment coefficient of prices to the cointegration vector is significant and with the expected sign; and the model exhibits the smallest standard errors. The stability of the coefficients is also analyzed. Once a satisfactory model for broad money is obtained, the results are extended for other monetary aggregates. The remaining parts of this section discuss the choice of each determinant of the cointegration vector.

Most estimations yield spontaneously an indexation of prices on monetary aggregates in the long run. In the following tables, the coefficient of the monetary aggregate is normalized to one. Price elasticity ($-\beta_1$) is always highly significant and between 0.8 and 1.2. This result is robust regardless of the monetary aggregate or of the indicator of real income considered, or whether the model is estimated on a shorter sample. In the baseline model with broad money and gross national disposable income, the constraint that the price elasticity is equal to one is accepted at the 5 percent level.

Table 2. Cointegration relation for broad money M3 1/

Specification	(1)		(2)		(3)	
	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.
Money	1.00		1.00		1.00	
Price	-1.13***	-0.05	-0.94***	-0.04	-1.00	
Income	-4.55***	-0.79	-2.15***	-0.28	-1.86***	-0.17
Constant	13.43		4.84		3.88	
Memorandum						
Rank of cointegrating vector	1		1		1	
Log likelihood	434		431		430	
Correct sign						
of adjustment coeff. 2/	yes**		yes***		yes**	
Xhi 2 test of constraint		2.14	
Probability of Xhi 2 test					0.14	

Source: staff estimates.

1/ Models:

(1) GDP as proxy of income, unconstrained parameter for price.

(2) GNDI as proxy of income, unconstrained parameter for price.

(3) GNDI as proxy of income, constrained parameter for price.

2/ Yes: if positive value of the coefficient; *, ** and ***: statistical significance of the coefficient at the 10, 5, and 1 percent level.

The coefficient of real income is close to 2, a level higher than predicted by the literature but in line with other studies. When GDP is used as a proxy for real income, income elasticity ($-\beta_2$) is at 4.5 in the unrestricted model and increases to 9.4 when a

restriction is imposed on price elasticity. When gross national disposable income is used as a proxy for income, income elasticity is reduced to 2.1 and further to 1.9 if a constraint is imposed on price elasticity. The coefficient is much higher than warranted by the literature: in the Baumol-Tobin model, income elasticity is at 0.5; in a traditional monetarist model, for example the quantity theory of money, income elasticity is equal to 1. While higher than predicted by theoretical model, income elasticity is in line with other studies⁹.

The model fails to capture any long-term impact of the opportunity cost of holding money. Various specifications have been tested, including the different proxies of the opportunity cost, together and separately. Annex Table 5 presents a selection of these specifications. The variables have been included either as current or as expected rates of return. Most often, the coefficients in the long run equation (β_3) have the wrong sign, or one variable has the right sign only when one with the wrong side is included. Occasionally, introducing a proxy for the opportunity cost of holding money changes substantially the coefficient of other variables in the cointegration vector, or the sign of the adjustment coefficient for the short-term dynamics of inflation (α): if positive, this would imply that any deviation from inflation from its long term relationship would lead to further increase in inflation, which is incompatible with an interpretation in terms of error correction model¹⁰.

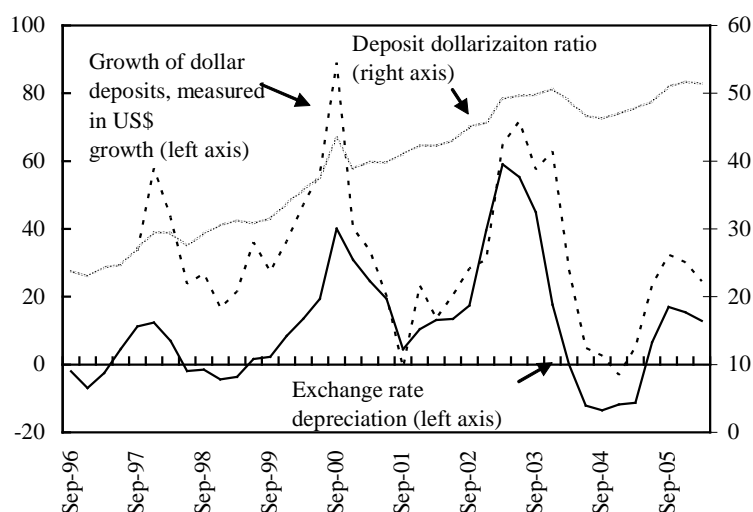
The failure to capture the impact of domestic interest rate may reflect shallow financial markets or the relative importance of the transaction motive over the speculation motive for holding money. Although further work may be needed to try to incorporate the opportunity cost of holding money, some elements may explain this negative result: Domestic Treasury bond market has only developed recently and is relatively shallow (it represented only 3 percent of GDP in 2005); there is apparently no secondary bond market and the market is dominated by two domestic banks. Domestic bonds may thus not present an alternative to holding money. Depositors may respond weakly to interest rate incentives: real interest rates have been negative for most of the sample period, on average at -13 percent; occasionally, time U.S. dollar interest rate have been higher than time gourde interest rate, without noticeable change on portfolio allocation; anecdotal evidence suggests that, given the

⁹ For example, studies on Albania (Rother, 2000), Armenia (Grigorian et al., 2004) or Russia (Oomes, and Ohnsorge, 2005) found income elasticity in a model with broad money of respectively 2.3, 2.7 and 1.8. This contrasts with studies on Madagascar (Nassar, 2005) or Cameroun (Nachega, 2001) where income elasticity is respectively of 1.15 or 1.1. In neighboring Dominican Republic, a study find income elasticity of 1.5 (Adeji and William, 2005). Oomes and Ohnsorge suggest that the higher coefficient for Russia may be explained by monetization: as the country grows richer, barter transaction decreases, which implies that an increase in income would be matched by a higher increase of money.

¹⁰ Studies in other economies tend to find a negative and significant effect of the rate of return of an alternative asset, although the interest elasticity varies a lot, from 1 to 7 in the selection of economies mentioned above.

insecurity in Haiti, depositors may be more interested by the relative security provided by bank deposits rather than by the actual return. Finally, the failure to estimate a significant interest elasticity could possibly be related to the larger income elasticity: the transaction motive for holding money would be more important than the speculation motive.

Figure 4. Exchange rate depreciation and dollarization
(Annual percentage change)

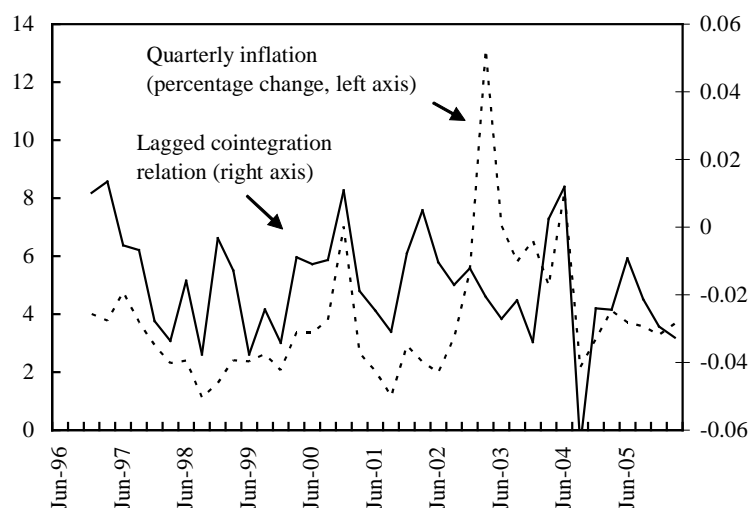


The failure to capture the opportunity cost of domestic money as compared to dollar assets, despite evidence of asset substitution, could possibly be explained by some difficulty to identify this effect. Three kinds of dollar assets are potentially available: foreign cash holdings, on which no information is available; dollar deposits in domestic banks, which is the difference between M2 and M3; dollar deposits abroad. The depreciation of the exchange rate should be associated with a decline of money demand if it leads to increase in foreign exchange cash or in investment abroad. It is uncertain to what extent they constitute alternative assets: for example, for households, foreign cash holdings are possibly determined exogenously by remittances. Dollar deposits are available in domestic banks and the growth of dollar deposits measured in US\$ (thus controlling for any valuation effect) is associated with the depreciation of the exchange rate (figure 4). However, even holding dollar assets constant, a depreciation of the exchange rate would lead to an increase of M3 due to valuation effect. Besides, the depreciation of the exchange rate may be related to an increase in money supply, which would also give a positive relation between depreciation and the monetary aggregate. This may explain why the coefficient is both significant and with the wrong sign in terms of money demand. The valuation effect should be partly mitigated if one considers gourde money M2 instead of broad money M3.

Regression results on other monetary aggregates tend to find similar results as those on broad money, but the relations are generally weaker. Some of those results are presented in Annex table 6. A model of currency in circulation with the same specification as the broad money model leads to reject the existence of a relation of cointegration. Although, cointegration tests suggest the existence of a relation of cointegration, once the lag structure of the VAR is extended to three lags, price elasticity in this case is much lower, while income

elasticity is close to 10. A VAR with gourde money M2 presents one cointegration relation, with both lower income and price elasticity than for broad money. However, the constraint of price homogeneity is rejected in the data. When included, indicators for the cost of opportunity lead to similar results than for M3 and do not capture a substitution between gourde and dollar assets. Attempts to introduce a trend in the long-term relation to account for the relative decline of gourde money (for example in share of GDP) do not lead to satisfactory or easily interpretable results.

Figure 5. Quarterly inflation and lagged cointegration relation



Deviations from the long term relationship contribute to explain some episodes of high inflation. Figure 5 presents the lagged cointegrating vector along with the quarterly rate of inflation. In some instances, the increase in inflation can be explained by a deviation from the long term relationship: a deviation in on quarter of the monetary aggregate from the long run equilibrium, as given by the money demand equation, leads to an increase in inflation in the following quarter. For example, in 2001Q1 or in 2004Q4, real money supply was higher than justified by the evolution of real income, which may explain the contemporaneous spike in inflation. However, the most dramatic episode of inflation, in 2003Q2 with quarterly inflation at 13 percent, cannot be explained only by excess money supply, although deviation from the money demand relation in the course of 2002 may explain the gradual built up of inflationary pressures. The spike in 2003Q2 is also related to the end of the petroleum subsidy in January 2003, which leads to increase of domestic petroleum price by 50 to 95 percent, depending on the petroleum product. The next section analyses more thoroughly the short run dynamics of inflation.

5. Short Run Inflation Dynamics

This section analyses the short-term dynamics of the VAR model, but concentrates on the result for inflation. Additional exogenous regressors are added to the short-run dynamics to improve the performance of the model.

Table 3. Adjustment to the cointegration vector

	Coeff.	St. dev.
Money	-0.25***	-0.08
Price	0.05**	-0.02
Income	0.09*	-0.05

Source: staff estimates.

The adjustment of inflation to disequilibrium in the long run relation is much lower than for other variables. This confirms the casual observation of the data, as already noted when commenting figure 1. The coefficients α of adjustment to the cointegration vector have the correct signs, consistent with a VECM interpretation, and are all significance, although only at the 10 percent level for income against at the 5 percent level for inflation and at the 1 percent level for broad money. The adjustment of inflation to excess money supply if price levels are higher than justified by the long-term relation by 1 percent, leads to a decline in prices in the following quarter of only 0.05 percent. By contrast, the adjustment of broad money to a long-term disequilibrium is five time quicker.

The inertia of inflation is reinforced as past inflation also influences current inflation dynamics (table 3). An increase in inflation by 1 percent in one quarter contributes to an increase of inflation by 0.35 percent in the next quarter. The impact of money or real income are of a lesser magnitude. The short term evolution of real income is not significant on the short term dynamics of inflation.

Table 4. Short term Inflation dynamics

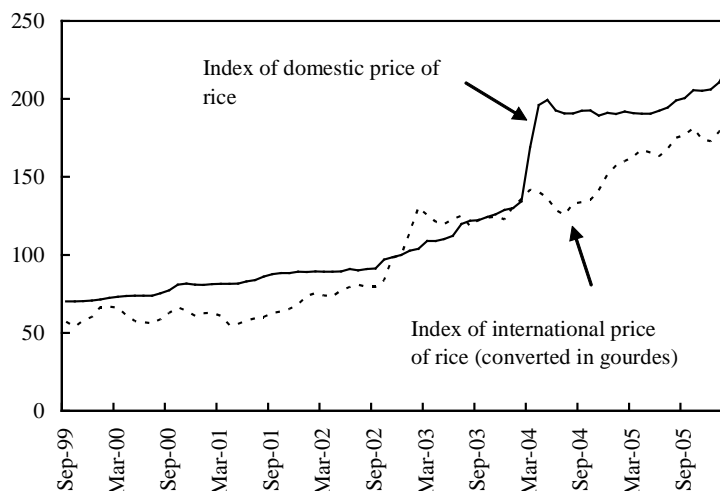
	Baseline		With oil price		With oil since 2003		With food prices		With exch. rate	
	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.
Cointegration relation	0.05**	0.02	0.05**	0.02	0.06**	0.02	0.06**	0.03	0.06**	0.02
Money (-1)	0.16***	0.04	0.16***	0.04	0.17***	0.04	0.16***	0.05	0.16***	0.04
Price (-1)	0.35***	0.08	0.36***	0.08	0.37***	0.07	0.36***	0.08	0.38***	0.08
Income (-1)	0.06	0.09	0.04	0.09	0.08	0.08	0.08	0.09	0.07	0.09
Constant	0.01***	0.00	0.01***	0.00	0.01***	0.00	0.01***	0.00	0.01***	0.00
Dummy 2003Q2	0.03***	0.00	0.03***	0.00	0.03***	0.01	0.03***	0.01	0.03***	0.01
Dummy 2004Q3	0.02***	0.00	0.02***	0.00	0.02***	0.00	0.02***	0.00	0.02***	0.00
Exogenous variables 2/										
Oil prices			0.01	0.01						
Oil prices since 2003Q2					0.05**	0.02	0.05**	0.02	0.04*	0.02
International food prices							0.00	0.03		
Exchange rate									0.02	0.04
Number of obs.	40		40		40		40		40	
Adj. R-squared	0.79		0.79		0.81		0.80		0.80	
Log likelihood	429.7		432.4		432.3		432.5		449.0	
F-statistic	25.1		21.6		24.3		20.6		20.8	

Source: staff estimates.

1/ Quarterly growth rate of exogenous variables.

Since the end of the subsidy on petroleum products in January 2003, petroleum prices also have an impact on inflation. In January 2003, the government ended a subsidy on petroleum pump prices and started implemented an automatic adjustment formula for the main petroleum products (gasoline, diesel, kerosene). The formula provides for an automatic adjustment of pump prices when the increase of prices since the last shipment of petroleum products is larger than 5 percent. Except for one exception in February 2006, the formula has been continuously implemented. When petroleum price is introduced on the full sample, there is no significant impact of the price dynamics. Petroleum price is significant only when introduced from 2003Q2 onwards. The coefficient (0.05) is consistent with the share of petroleum products in the economy (about 7 percent of GDP) or the direct impact of petroleum products in the CPI index (about 3 percent). Petroleum products account directly for 3 percent of the CPI weights (1.7 percent for gasoline for private transport and 1.3 for kerosene for domestic heating). In addition, petroleum is used for public transports (10 percent of the CPI index) but the contribution of petroleum as opposed to other costs, such as the profit of the driver or the cost of the maintenance of the vehicle, is not known. Finally, about a fifth of petroleum imports are used for electricity production by the state parastatal, but the electricity tariffs are subsidized and only adjust about once a year. Thus, one would expect the coefficient to be lower than the share of imports in GDP, because of the subsidy of electricity, but higher than the direct impact in the CPI.

Figure 6. Indexes of price of domestic and international price of rice
(Index base 100 = Dec. 2002)



The short term dynamics of prices fails to capture the impact of other international prices, either measured indirectly by the exchange rate as a proxy of import prices, or measured directly with international food prices. The model does not capture the impact of the exchange rate used as a proxy of import prices, either when oil prices are included or excluded. Despite the importance of food imports, the model also fails to capture the impact of international food prices. In 2005, food imports represented about 27 percent of total imports, against 23 percent for petroleum products. Imported food products represent about 38 percent of the CPI basket. Two elements may explain this negative result: some of food imports are provided at subsidized prices by donor agencies; the relation between imported food prices and domestic food prices is weakened by the behavior of importers with an oligopolistic power. For example, the price of rice (about 8 percent of the CPI index) jumped in March-April 2004 by more than 80 percent, in a period marked by political upheaval following the departure of Aristide the previous month. Because of the uncertainty, importers may have delayed imports, which would have contributed to price increase. However, the price failed to return to normal level once the political situation stabilized, possibly because importers chose to maintain higher mark-ups.

However, the exchange rate is significant in the broad money and in the income equations. A depreciation of the exchange rate tends to increase gross domestic disposable income, possibly because of improved competitiveness and higher exports, or for a purely accounting reason as it raises the real value of foreign remittances. It also tends to increase broad money, which may reflect the impact on the dollar component of broad money, which increases relatively as the currency depreciates. The explanatory power of both equations is raised significantly when the exchange rate is included and the other coefficients of the price equation are not significantly modified. For these reasons, the exchange rate variable is retained in the full VECM model, even though it is not significant for the price equation.

References

- Adeji, O. and O. William, 2004, "Inflation dynamics in the Dominican Republic", IMF Working Paper, 04/29
- Bokil, M. and A. Schimmelpfennig, 2005, "Three attempts at inflation forecasting in Pakistan", IMF Working Paper, 05/105
- Grigorian, D, A. Kachatryan, and G. Sargsyan, 2004, "Exchange Rate, Money and Wages: What is Driving Prices in Armenia?", IMF Working Paper, 04/229
- Chow G. and A. Lin, 1971, "Best Linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series", *Review of Economic and Statistics*, vol. 43, no.4.
- Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian autoregressive models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Juselius, K, 2005, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, unpublished mimeo, University of Copenhagen.
- Nachege, J.C., 2001, "A Cointegration Analysis of Broad Money Demand in Cameroun", IMF Working Paper, 01/26.
- Nassar, K., 2005, "Money Demand and Inflation in Madagascar", IMF working paper, 05/236.
- Oomes, N. and F. Ohnsorge, 2005, "Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: The Case of Russia", IMF Working Paper, 05/144
- Rother, P, 2000, "Inflation in Albania", IMF Working Paper 00/207

Annex 1. The Chow-Lin Methodology

National account data are only available on an annual basis, but the IHSI and the BRH produce quarterly indicators relevant for the analysis of economic activity. Quarterly time series for real GDP and for real Gross National Domestic Income (GNDI) have been created using the Chow-Lin (1971) methodology. This methodology consists in estimating a relation between the annual aggregate and the annualized value of a selection of indicators; a quarterly value for the aggregate of interest using the estimated relation is then constructed such that quarterly values sum up to obtain the annual aggregate. Below an example is given of the construction of a quarterly series for GDP using the quarterly indicator of construction.

Let us denote as $Y_{t,A}$ the annual national account series for GDP, and as $Indic_{t,A}$ as the annualized value of the quarterly indicator of activity in the construction sector. To evaluate the link between GDP and annualized construction, the following relation is estimated:

$$(1) \quad Y_{t,A} = \alpha + \beta Indic_{t,A} + \varepsilon_{t,A}$$

Using parameters from the previous regression, a quarterly value for GDP is derived:

$$(2) \quad Y_{t,Q}^{Initial} = \alpha / 4 + \hat{\beta} Indic_{t,Q}$$

However, the sum of quarterly aggregates differs from the annual aggregate because of the residual in equation (1). To compute quarterly residuals, the following program is solved which smoothes residuals over time and ensure that they sum up in a given year to obtain the annual residual:

$$(3) \quad \begin{aligned} & \text{Min} \quad \sum_{A, Q=2,3,4} (\varepsilon_{t,A,Q} - \varepsilon_{t,A,Q-1})^2 + \sum_A (\varepsilon_{t,A,1} - \varepsilon_{t,A-1,4})^2 \\ & \text{subject to: } \sum_{Q=1}^4 \varepsilon_{t,A,Q} = \varepsilon_{t,A} \end{aligned}$$

Finally, an adjusted quarterly series for GDP is constructed by adding the quarterly residual:

$$(4) \quad Y_{t,Q}^{Corrected} = \alpha / 4 + \hat{\beta} Indic_{t,Q} + \varepsilon_{t,Q}$$

To construct a quarterly time series for Gross National Domestic Income (GNDI), the same methodology is applied to a proxy of real private remittances, and the quarterly value for private remittances is added to the quarterly value of GDP.

Annex 2. Base Money and Inflation

The model with broad money gives a relation between inflation, income, and short term exogenous variables. Broad money however cannot be controlled directly by the central bank, as it depends in part from exchange rate variations which affect the value of dollar deposits. In this section, we explore whether we can use for the determination a monetary aggregate directly controlled by the central bank, base money excluding central bank bonds. Base money excluding central bank bonds is the sum of currency in circulation, compulsory reserves at the central bank – which can be controlled by reserve requirements, and excess reserves at the central bank – which can be control partly by the policy on central bank bonds. When using base money as the monetary aggregate, the cointegration vector between (m, p, y) , if any, cannot be interpreted strictly speaking as a money demand function.

The results are weaker for the base money model than for the broad money model and depend in part of the lag structure of the VAR model. As previously, estimations with GDP as a proxy of income do not give significant results (no cointegration relation, high coefficient of income...). The model with GNDI as a proxy of income rejects the existence of a cointegration relation if the VECM has only one lag in difference, but accepts at the 5 percent or at the 10 percent level the assumption of one cointegration relation when the lag structure is extended to 2. Both cointegration tests accept the hypothesis of one cointegration relation when the lag structure is equal to 3.

Table A1. Cointegration rank for the base money model

	With one lag in difference				With two lags in difference			
	Eigenvalue test		Trace test		Eigenvalue test		Trace test	
	Statistics	Critical value	Statistics	Critical value	Statistics	Critical value	Statistics	Critical value
None	18.59	21.13	24.93	29.80	23.52**	21.13	29.75*	29.80
At most 1	6.14	14.26	6.34	15.49	6.23	14.26	6.24	15.49
At most 2	0.20	3.84	0.20	3.84	0.00	3.84	0.00	3.84

Source: staff estimates.

The coefficients for the cointegration vector (m, p, y) are the following (1, -0.67, -2.73): the coefficient for price is significantly below 1, which suggests that an increase in base money excluding central bank bonds has a more than proportional impact on price in the long run. The constraint that the coefficient of price is equal to 1 (price homogeneity) is rejected by the data. In addition with this model, the coefficient for income is relatively larger than in the broad money model, and the adjustment of inflation to the cointegration relation is barely significant at the 10 percent level.

Appendix

Table 1. Data sources, descriptive statistics, and order of integration 1/

		Source	Average annual change in percent 2/					Stationary tests 3/					
			Mean	Median	Max.	Min.	Standard deviation	ADF test			KPSS		
								Level	First diff,	Order integ.	Level	First diff,	Order integ.
Monetary													
	Currency in circulation	BRH	13.7	13.4	40.2	-2.9	11.0	0.38	-7.53	I(1)	0.16	0.08	I(1)
	Broad money (M3)	BRH	14.2	12.2	34.5	1.8	8.1	-0.31	-4.71	I(1)	0.15	0.06	I(1)
	Gourde money (M2)	BRH	18.4	17.2	47.3	1.0	11.4	-0.14	-3.74	I(1)	0.14	0.06	I(1)
	Base money	BRH	14.6	13.3	37.5	-13.1	11.2	0.29	-2.67	I(1)	0.15	0.08	I(1)
Activity													
	Real Gross Domestic Product	IHSI and staff estimates	0.7	0.6	7.3	-5.9	2.9	-2.02	-5.71	I(1)	0.22	0.13	I(2)
	Real Gross National Disposable Income	IHSI, BRH, and staff estimates	2.3	2.6	8.7	-7.7	4.1	-1.34	-4.03	I(1)	0.20	0.07	I(1)
Price													
	CPI	IHSI	16.5	15.4	36.5	7.7	7.3	0.31	-2.65	I(1)	0.17	0.10	I(1)
Rates of return													
	Treasury Bond (3 months)	BRH	19.2	18.9	29.8	7.5	7.0	-4.18		I(0)	0.06		I(0)
	Exchange rate depreciation (over 12 months)	BRH	11.2	10.4	59.0	-14.4	17.4	-3.22		I(0)	0.09		I(0)
	U.S. certificat of deposits (3 months)	IFS	4.1	5.0	6.6	1.1	1.9	-3.00		I(0)	0.09		I(0)
	U.S. inflation rate	IFS						-3.31		I(0)	0.10		I(0)
	Term deposit rate (weighted average)	BRH and staff estimates	3.6	3.6	5.7	1.1	1.2						
Exogenous variables													
	Crude oil price (in gourde terms)	IFS	31.8	23.6	159.7	-39.9	46.8	0.13	-2.59	I(1)	0.16	0.05	I(1)
	Food price (in gourde terms)	IFS	12.4	9.8	76.1	-16.4	22.8	-0.04	-3.40	I(1)	0.18	0.08	I(1)

Source: Bank of the Republic of Haiti (BRH); Institut Haitien des Statistiques et de l'Information (IHSI); International Financial Statistics , IMF.

Table 2. Information criteria for the broad money model 2/

	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
Log likelihood	417.8	425.0	437.8	445.6	454.1
AIC	-19.7	-19.6	-19.8	-20.2	-20.7
BIC	-18.7	-18.2	-18.0	-18.1	-18.2

Source: staff estimates.

1/ The parameter k is the lag structure of the unrestricted model in levels (see equation (3)). A value k=2 thus indicated that there is one lag vector in the VAR in difference.

Table 3. Specification tests in the broad money model

Bera Jarque					
Type of test	Multivariate		Univariate		
			Money	Price	Income
Statistics	9.67		1.24	4.28	4.16
Probability	0.14		0.54	0.12	0.13
[Box Pierce]					
Number of lags	2	3	4	5	6
Statistics	14.14	20.22	34.28	46.62	57.07
Probability	0.12	0.32	0.16	0.11	0.11

Source: staff estimates.

Table 4. Cointegration rank for the broad money model 1/

	Eigenvalue test		Trace test	
	Statistics	Critical value	Statistics	Critical value
None	30.55**	21.13	36.43**	29.80
At most 1	5.86	14.26	5.88	15.49
At most 2	0.02	3.84	0.02	3.84

Source: staff estimates.

1/ Both the eigenvalue test and trace test reject at the 5 percent level the assumption that there is no cointegration relation but accept the assumption that there is at least on relation.

Table 5. Cointegration relation with integration of term for the opportunity cost of holding money

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.
Money	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
Price	-1.10***	-0.06	-0.79***	-0.08	-1.02***	-0.06	-0.35***	-0.13	-0.72***	-0.11
Income	-0.24	-0.40	-3.16***	-0.51	-1.66***	-0.36	-4.08***	-0.72	-1.75***	-0.66
Constant	-1.6725		-4.9594		3.2747		10.388		2.8857	
Opportunity cost of money										
Depreciation	-0.29***	-0.06							-0.27***	-0.08
Inflation			3.47***	-0.2238						
Treasury bond					-0.29***	-0.11				
Deposit rate							2.64**	-0.43	-2.88***	-0.08
Memorandum										
Rank of cointegrating vector	1		1		1		1		2	
Log likelihood	157.3		531.1		308.0		344.1		218.7	
Correct sign of adjustment coeff. 1/	yes		no		yes*		yes**		yes*	

Source: staff estimates.

1/ Yes: if positive value of the coefficient; *, ** and ***: statistical significance of the coefficient at the 10, 5, and 1 percent level.

Table 6. Cointegration relation for other monetary aggregates

	Broad money M3		Currency in circulation		Unconstrained M2		Constraint M2	
	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.	Coeff.	St. dev.
Money	1.00		1		1.00		1.00	
Price	-1.00		-0.79***	-0.07	-0.78***	-0.03	-1	
Income	-1.86***	-0.17	-1.45***	-0.41	-1.23***	-0.21	-3.09***	-0.96
Constant	3.88		2.782232		1.437203		8.450196	
Memorandum								
Rank of cointegrating vector	1		0		1		1	
Log likelihood	430.00		286.3025		433.1085		0.00907	
Correct sign of adjustment coeff. 2/	yes**		yes*		yes		no	
Xhi 2 test of constraint	2.14						14.06	
Probaility of Xhi 2 test	0.14						0.00	

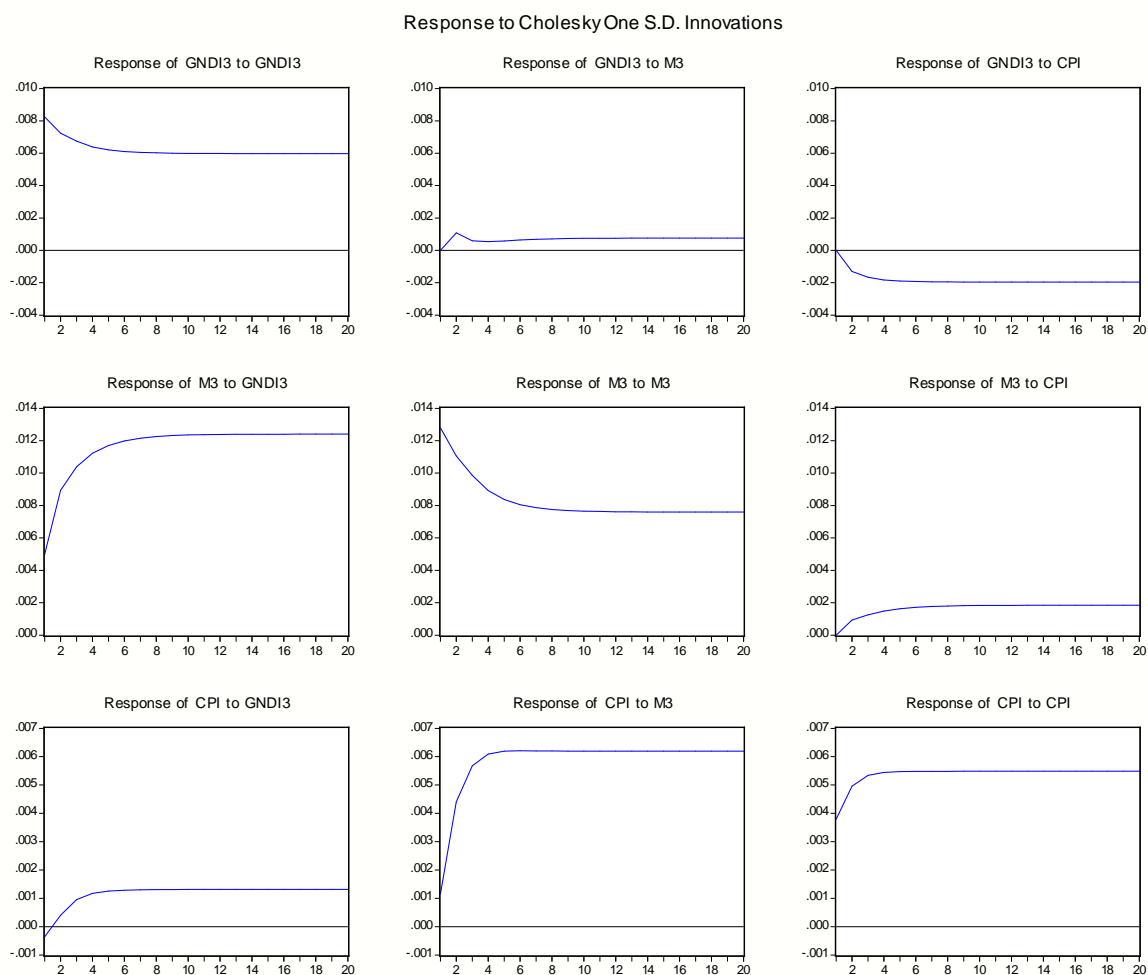
Source: staff estimates.

Table 7. Estimation of the unconstrained broad money model on a restricted time period

	Full sample		Exclusion of data before:								Exclusion of data after:							
	Coeff.	Std. dev.	96Q4	97Q1	97Q2	97Q3	97Q4	98Q1	98Q2	03Q3	04Q4	05Q1	05Q2	05Q3	05Q4	06Q1		
Price	-0.94	-0.04	-0.95	-0.96	-0.96	-0.96	-0.95	-0.95	-0.95	-1.01	-1.06	-1.00	-1.01	-0.99	-0.97	-0.96		
Output	-2.15	-0.28	-2.12	-2.00	-2.12	-2.16	-2.43	-2.53	-2.79	-1.89	-1.70	-2.00	-1.97	-2.04	-2.09	-2.10		
Constant	4.84		4.75	4.32	4.76	4.88	5.85	6.23	7.15	4.02	3.43	4.37	4.31	4.51	4.64	4.69		
Sample size	40		39	38	37	36	35	34	33	33	34	35	36	37	38	39		

Source: staff estimates.

Figure 1. Impulse response functions in the broad money model 1/



1/ With the following ordering: income, broad money, price.

Figure 2. Actual and Predicted Inflation Rate
(Annual percentage change)

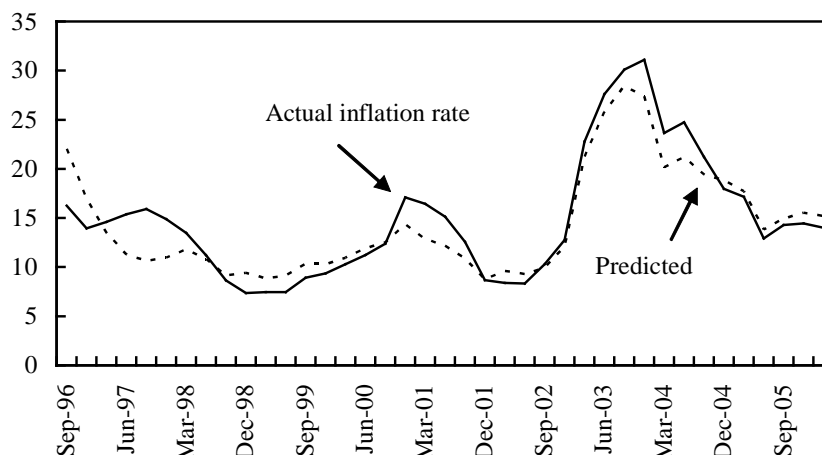


Figure 3. In sample forecast at different time horizons
(Inflation in annual percentage change)

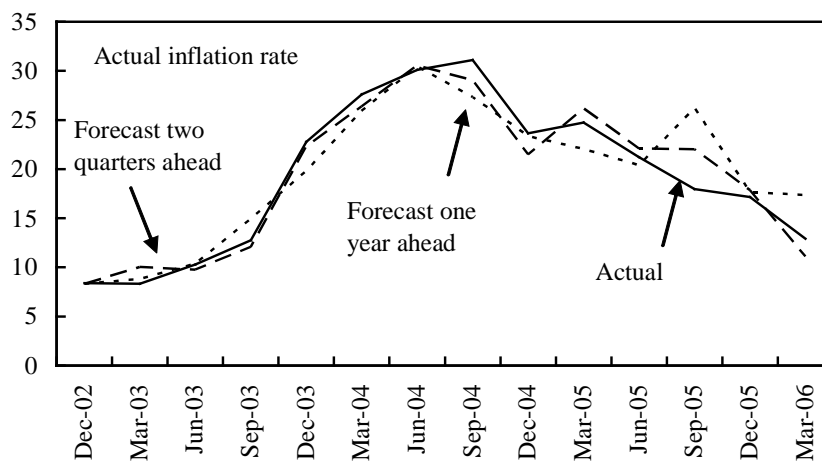
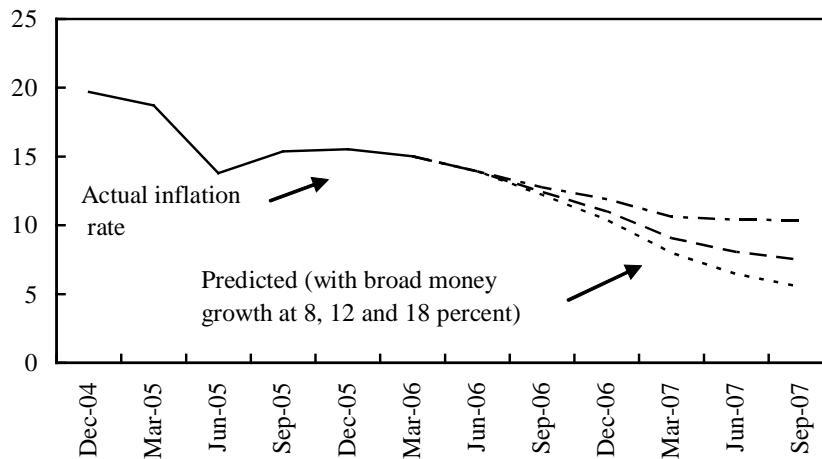


Figure 4. Out of sample inflation forecast 1/
(Inflation in annual percentage change)



CHAPTER VII

IS THE EXCHANGE RATE IN PARAGUAY OVERVALUED?

By Bergljot Barkbu and Brieuc Monfort

A. Introduction

The appropriate level of the exchange rate is a hotly debated topics in Paraguay.

Business and agricultural associations are vocal about the appropriate level of the exchange rate, and politicians have echoed their concerns. The exchange rate is also a focus for depositors, who see the exchange rate as a useful price indicator in a country where inflation is moderate but highly volatile. Somehow surprisingly, most of the debate is centered about the nominal level of the exchange rate with the US dollar, despite the importance of trade within the region, especially with Mercosur countries, and given the absence of cash transaction in US dollar or the decreased dollarization in the economy in the most recent period.

The exchange rate is also an important policy question for the authorities. The recent appreciation of the real exchange rate since 2005 have complicated the conduct of monetary policy, as large inflows of official reserves have forced the Central Bank of Paraguay to issue—at a large quasi-fiscal cost—significant amounts of debt paper to sterilize the impact of reserve accumulation on money growth. By end-2007, the real exchange rate has returned to its level prior to the 2002 banking crisis. If the recent appreciation reflects a correction after a nominal overshooting and is explained by the fundamental determinants of the real exchange rate, the recent real appreciation should not be worrying. By contrast, given the historical trend decline of the real exchange rate, one may also consider whether the real exchange rate has corrected too far and is now overvalued. Answering this question requires assessing the magnitude of the misalignment of the real exchange rate from its equilibrium value.

The IMF monitors all member countries' exchange rate policies under its surveillance mandate. The IMF's surveillance aims at promoting global economic stability by overseeing the international monetary system and monitoring the economic and financial policies of its member countries. Assessing whether members' policies promote external stability is at the core of this mandate, and involves an assessment of members' exchange rate policies. This issue is discussed in Section II, with a particular focus on the June 2007 Surveillance Decision. Assessing whether a member country's exchange rate policy promotes external stability involves assessing whether the exchange rate is aligned with its equilibrium, hence requires a methodology to determine equilibrium exchange rates.

This chapter uses a set of different methodologies to assess the level of the exchange rates. The following sections discuss four methodologies to assess the level of the exchange rate, two of them are based on statistical indicators (presented in section III and IV), and two are based on econometric models (covered independently in section V and VI). Finally, section VI concludes.¹ The methodologies covered in this chapter are the following:

1. **Real exchange rate indicators:** a common first step is to compute an index of the real exchange rate, using different price measures. Under the purchasing power parity, the real exchange rate should be constant over time, thus its deviation from an historical average could provide an early crude indicator of its appropriate level.
2. **Performance of the tradable sector:** an indirect approach consists in looking indirectly at the way the exchange rate is supposed to affect the economy, not only through the performance of exports and imports, but more generally through the performance of the tradable sector, directly in competition with foreign goods.
3. **Equilibrium exchange rate approach:** by contrast to the purchasing power parity assumption, this approach assume that some determinants, such as productivity differentials or commodity prices, could explain changes of the exchange rate over the long-run. A model of the real exchange rate is estimated with respect to these determinants.
4. **Macroeconomic balance approach:** this approach consists in estimating a “norm” or equilibrium for the current account balance as a function of macroeconomic determinants, and, using trade elasticities, to solve for the exchange rate than would allow to reach this equilibrium.²

B. IMF Surveillance and the Implications for Member Countries’ Exchange Rate Policies

Exchange rate assessment is at the core of the IMF’s surveillance activities. Through its surveillance activities, the IMF is constantly monitoring and reporting on the conditions of each of its members’ economies, for which the external conditions and the exchange rate play a key role. Surveillance is aimed at promoting global financial and economic stability. This section provides an overview of how the IMF’s framework for surveillance has been

¹ For a comprehensive survey of methodologies for exchange rate assessment, see Isard (2007). For methodologies used at the Fund by the Consultative Group on Exchange Rate (CGER), see IMF (2006).

² A variant of this approach, not presented in this chapter, consists in looking at the norm not in terms of a flow variable (the current account) but of a stock derived from it (net foreign assets) this approach is labeled the “External Sustainability” approach. Similarly to the macroeconomic balance approach, this approach relies on trade elasticities for determining the level of the real exchange rate that would allow to reach a given sustainable level of the net foreign assets.

adapted over time to respond to a changing world economy, with a focus on the recent adoption of the 2007 Decision on surveillance over members' policies and the implications for member countries such as Paraguay.

Surveillance in its present form was established by Article IV of the IMF's Articles of Agreement, as amended in the late 1970s after the collapse of the Bretton Woods system of the 'par value'. The original Article IV established the par value system under which countries maintained a fixed 'par value' for their currencies in terms of gold and obtained IMF concurrence before making changes in a par value. The system had two basic elements: the United States established the value of the US dollar in terms of gold, and all other member countries established par values of their exchange rates in terms of the dollar. In the early-1970s it became clear that the monetary role of gold had ended and that the US dollar could no longer serve as the sole reserve currency. On this basis, the Second Amendment of the Articles in 1978 took a fundamentally different approach: countries should be free to adopt whatever exchange regime was best suited to their own circumstances, including floating exchange rates. Article IV also established obligations for member countries to collaborate with the IMF and with one another to promote the stability of the global system of exchange rates. In particular, member countries commit to running their domestic and external economic policies in keeping with a mutually agreed code of conduct.

The 1977 Decision on Surveillance over Exchange Rate Policies was designed to implement the IMF's bilateral surveillance under Article IV. Under Article IV, the IMF is charged with overseeing the international monetary system to ensure its effective operation and monitoring each member country's compliance with its policy obligations. The Article states that, in order to fulfill its functions, the IMF shall exercise firm surveillance over the exchange rate policies of members, and shall adopt specific principles for the guidance of all members with respect to those policies. The 1977 Decision established three such principles, which were complemented by a list of six indicators to signal when observance of these principles may require further examination (see Box 1).

During the 30 year period of implementation of the 1977 Decision, the economic environment changed considerably and significant gaps emerged. Reflecting the period when the 1977 Decision was drawn up, it focused on potential exchange rate manipulation undertaken for balance of payments reasons and on short-term exchange rate volatility. However, it became clear that new issues had emerged with respect to member countries' exchange rate policies, and affecting the functioning of the international monetary system. First, the maintenance of overvalued or undervalued exchange rate pegs for domestic purposes had been a long-standing problem. Second, more recently, capital account vulnerabilities often arising from balance sheet imbalances had become a key issue.

A new Decision on Surveillance of Members' Policies was approved in June 2007, replacing the 1977 Decision. The 2007 Decision does not alter the obligations by member countries or the IMF's role in overseeing the international monetary system, but intends to

bring greater clarity and update the guidance for its implementation to today's economic environment. The 2007 Decision focuses on assessing whether countries' policies promote external stability, and relatedly, intends to increase attention to exchange rate misalignment. External stability is defined as "a balance of payments position that does not, and is not likely to, give rise to disruptive exchange rate movements." This is seen as equivalent to there not being any fundamental exchange rate misalignment.

Assessing whether a country's exchange rate policy promotes external stability requires analyzing whether the exchange rate is aligned with its equilibrium. The remainder of the paper applies different methodologies for determining the equilibrium exchange rate in Paraguay and discusses how to address methodological and country-specific problems and related problems in assessing exchange rate policies under the 2007 Decision.

Box 1: Principles and Indicators Used in IMF Surveillance over Exchange Rate Policies

Assessments of Exchange rate policies are subject to four main principles. The IMF uses a combination of principles and indicators in forming assessments about exchange rates of its member countries.

- A) **Manipulation.** A member shall avoid manipulating exchange rates or the international monetary system in order to prevent effective balance of payments adjustment or to gain an unfair competitive advantage over other members;
- B) **Intervention.** A member should intervene in the exchange market if necessary to counter disorderly conditions, which may be characterized inter alia by disruptive short-term movements in the exchange rate of its currency;
- C) **Cooperation.** Members should take into account in their intervention policies the interests of other members, including those of the countries in whose currencies they intervene; and
- D) **Sustainability.** A member should avoid exchange rate policies that result in external instability.

The 1977 Decision established three of these (A to C), which were complemented by an additional principle (D) in the 2007 Decision:¹

Seven indicators are used to assess whether the above principles are observed. The 1977 Decision established a list of six indicators to provide broad guidance for judgment about when a question of observance of these principles may require further examination, and the 2007 Decision added one indicator referring to large and prolonged current account deficits or surpluses (indicator (vi) below). In addition, the term “fundamental misalignment of the exchange rate” was introduced for indicator (v):²

- i) Protracted large-scale intervention in one direction in the exchange market;
- ii) Official or quasi-official borrowing that either is unsustainable or brings unduly high liquidity risks, or excessive and prolonged official or quasi-official accumulation of foreign assets, for balance of payments purposes;
- iii) Current account or capital account restrictions:
 - (a) the introduction, substantial intensification, or prolonged maintenance, for balance of payments purposes, of restrictions on, or incentives for, current transactions or payments, or
 - (b) the introduction or substantial modification for balance of payments purposes of restrictions on, or incentives for, the inflow or outflow of capital;
- iv) Pursuit, for balance of payments purposes, of monetary and other financial policies that provide abnormal encouragement or discouragement to capital flows;
- v) Fundamental exchange rate misalignment;
- vi) Large and prolonged current account deficits or surpluses; and
- vii) Large external sector vulnerabilities, including liquidity risks, arising from private capital flows.

^{1/} The text of the 1977 Decision was amended slightly in April 1987, April 1988, and April 1995.

^{2/} Principles (ii), (iii), (v) and (vi) were modified in the *2007 Decision* from the following wording in the *1977 Decision*: (ii) an unsustainable level of official or quasi-official borrowing, or excessive and prolonged short-term official or quasi-official lending, for balance of payments purposes; (iii) (a) the introduction, substantial intensification, or prolonged maintenance, for balance of payments purposes, of restrictions on, or incentives for, current transactions or payments, or (b) the introduction or substantial modification for balance of payments purposes of restrictions on, or incentives for, the inflow or outflow of capital; (v) behavior of the exchange rate that appears to be unrelated to underlying economic and financial conditions including factors affecting competitiveness and long-term capital movements; and (vi) unsustainable flows of private capital.

C. Indexes of Real Effective Exchange Rate

This section presents statistical methodologies to assess the exchange rate based on the construction of real effective exchange rate indicators. While some of the theories discussed only apply for the medium to long run, it is also relevant to focus on the situation since the early 1990s, both because more data is available, and since one can consider that a regime change occurred in the early 1990s when Paraguay embarked on a comprehensive liberalization of its economy, notably by moving to a flexible exchange regime and liberalizing its financial sector.³

One commonly methodology to measure competitiveness is through an index of real effective exchange rate (REER), which is a weighted average of exchange rates and prices.⁴ At the IMF, the most commonly REER index is constructed as a weighted average of bilateral exchange rate and price differentials: headline inflation as price indicators; the weights reflect the importance not only on the country's main trade partners but also of its main competitors, and a different treatment is done for primary products, assumed to be offered on a perfectly competitive global market, and manufacturing products, where imperfect competition through product differentiation allowed countries to benefit from a country-specific mark-up. Alternative assumptions to construct a REER index could produce different results:

- **Weights.** Assuming an identical starting point in 1997, the REER index used by the Fund is 15 percent higher than the REER index produced by the central bank (BCP) using different weights.
- **Headline or core inflation.** Headline inflation in Paraguay is very volatile. A more stable inflation indicator is the core inflation index (which excludes fruits and vegetables). Using the core inflation index instead of the headline inflation index (and the same weights from the Fund) would produce a REER index 6 percent lower than the baseline CPI-based REER.
- **Alternative price indicators.** To some extent, headline inflation, measuring consumer prices in the capital city, could also be of limited significance to measure external and internal competitiveness for the economy. Alternative price indicators that could be used are GDP deflator or unit labor costs (nominal wages adjusted for labor productivity).

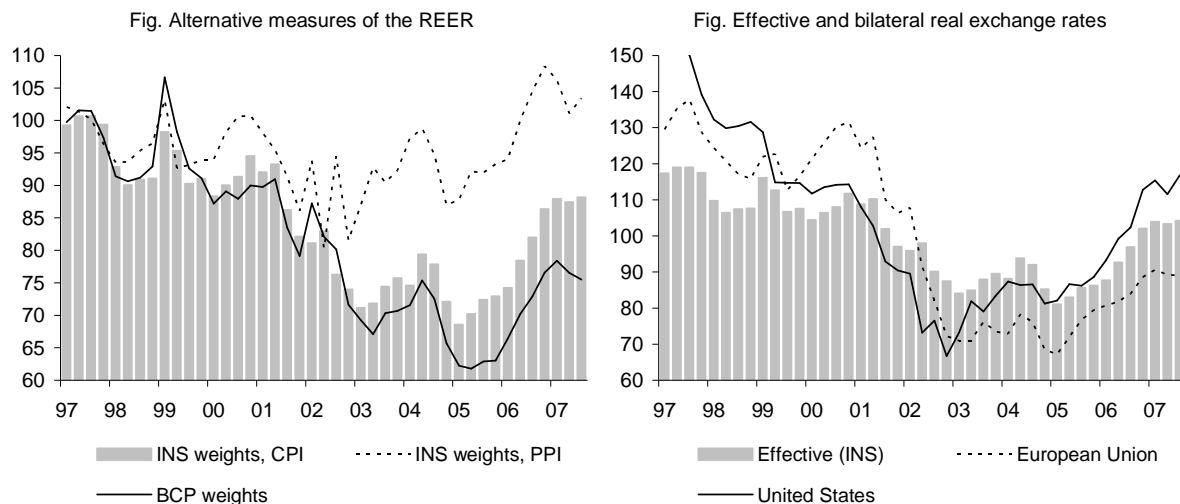
³ Annex Table 1 provides the source of the data used.

⁴ The exact formula is the following: $REER_j = (PCPI_j * ERI_j) / \exp \sum (WT_{ji} * \ln(PCPI_i * ERI_i)) * 100$ for $i = (1, n)$, where j denotes the country for which the REER is computed and i its partners or competitors; PCPI is the price index, and ERI is the bilateral exchange rate with the US dollar, and WT the weights reflecting the importance of partners and competitors for a given economy's trade.

Despite the differences in measurement, all indexes point to a sustained appreciation of the real exchange rate since early 2005.

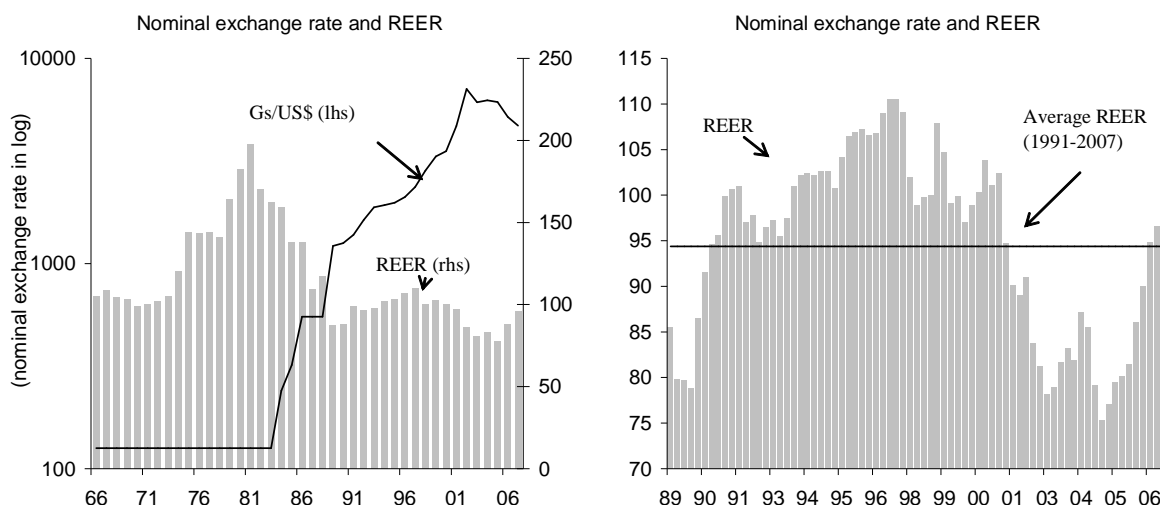
Bilateral real exchange rates could usefully complement the analysis of competitiveness.

Although the REER shows a deterioration of competitiveness between 2005 and 2007, bilateral real exchange rate for some of the main trade partners show a different pattern. For example, the bilateral real exchange rate with Brazil and the European Union has been more stable than the one with the U.S. over the period. Brazil accounts for $\frac{1}{4}$ of the REER index and countries of the European Union for $\frac{1}{5}$. By contrast, the real appreciation with respect to the US dollar and with countries whose exchange rate follows closely the US dollar, such as Argentina, has been stronger. The weight of the United States is similar to that of the European Union, while Argentina only accounts for 10 percent of the index.



As a first step, comparing the REER to a medium-term average could provide some indication about the competitiveness of the economy. Under the purchasing power parity approach (PPP), real exchange rates should be relatively constant over time, as movements of merchandises would allow in principle to arbitrage opportunities between tradable goods in different countries. A large literature has been devoted to test the hypothesis of purchasing power parity, and why it does not apply in the short to medium run, but apply in the long-run. In the case of Paraguay, the hypothesis that the real exchange rate could be constant over the past 40 years seems to be heroic at best. One reason why the purchasing power parity may not have hold for the earlier part of the period could be related to extensive controls in the economy, notably with the peg of the *Guaraní* to the US dollar until 1989; these may have prevented domestic prices to adjust to changes in international prices. Comparing the REER

to its average since the early 1990s shows that as of end-2007, the real exchange rate is close to its medium-term average.



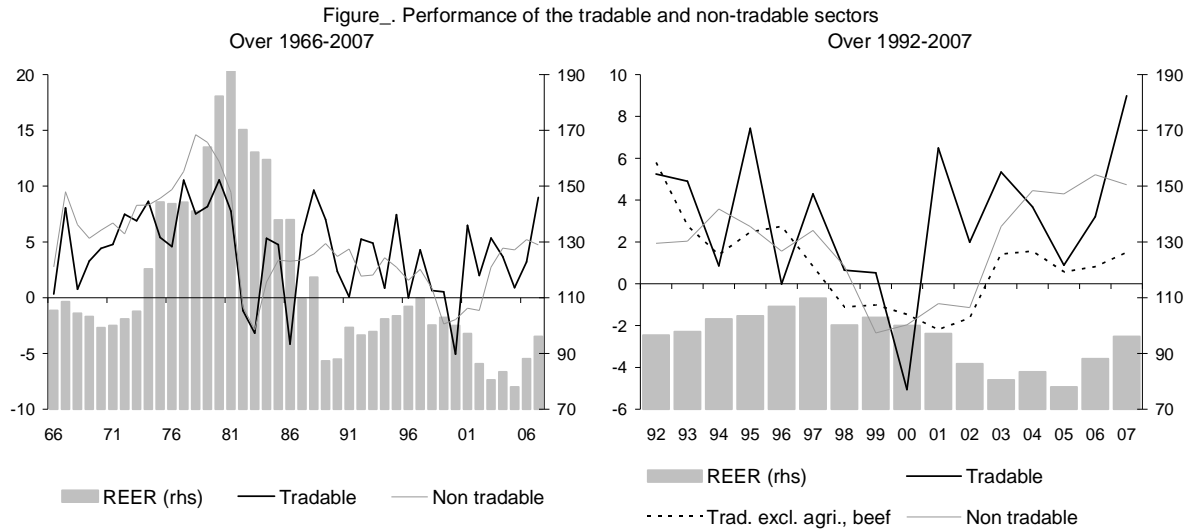
One problem with the PPP methodology is that it is quite sensitive to the benchmark comparison period. In addition, the real exchange rate has experienced long-lasting deviations from its average level over the sample period, being 11 percent below this average in 1989 and 1990, then 7 percent above between 1990 to 2001, and finally 12 percent below between 2001 and 2006. One may also dispute that the change from the peg to the US dollar to the free floating regime is very important.⁵ Finally, purchasing power parity may not hold over the medium-run, as the real exchange rate is affected not just by nominal price changes, but also by some real factors, such as productivity growth (this is the approach developed in section IV on the equilibrium exchange rate approach).

⁵ Reinhart and Rogoff (2002) classify the de facto exchange rate regimes of Paraguay in all sorts of grey, instead of the black and white distinction between peg and float. The exchange rate was pegged to the US dollar or evolved within a narrow band, with a dual exchange rate markets, from 1946 to 1981 (after being pegged to the Argentine peso from 1903 to 1946). The 35 year old parity began to crack in the early 1980s, with Paraguay moving to a managed floating system (peg with ad-hoc adjustment) from 1981 to 1986, a freely falling system in 1985-86, a brief return to de facto crawling peg to US dollar in 1986-89, and a freely falling system again until 1991. The exchange rate regime is classified as de facto crawling peg to US dollar between February 1991 and June 1999, and de facto crawling band to the US dollar until December 2001.

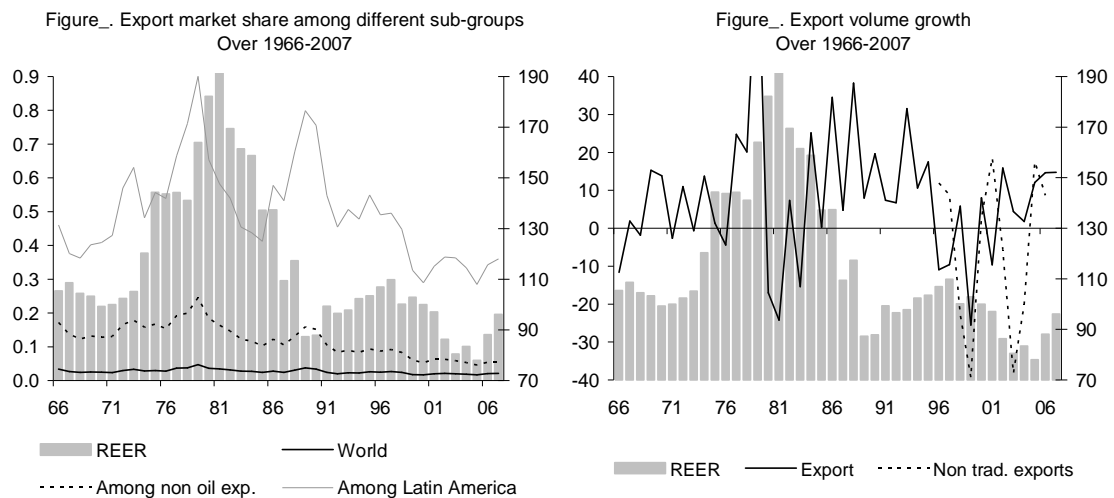
D. Performance of the tradable sector

An indirect approach for assessing the exchange rate consists on looking at the performance of the tradable sector at the prevailing exchange rate. If the REER were a major determinant of the performance of each sector, one would expect the tradable sector to be negatively affected when the real exchange rate is relatively strong as tradable sector is penalized both in export markets, because of dearer products, and in the domestic markets, because of the competition of cheaper imports. The tradable sector includes the primary and manufacturing sectors, while the non-tradable sector includes construction, utilities, and the service sector. As a large part of the tradable sector is also overly influenced by exogenous shocks (weather conditions for agriculture; animal epidemics both in Paraguay and in competitor countries for livestock production and meat processing), we also provide a measure of the tradable sector excluding these two subsectors. The impact of the REER could be looked through some indicators of performance of the tradable sector in comparison to that of the non-tradable sector, or more narrowly, through the performance of exports.

The tradable and non tradable sectors seem to be closely interrelated and not directly influenced by external competitiveness. Figures do not offer clear indication on the impact of the REER on the tradable and the non tradable sectors, both over the long-term or over the short term. By contrast, both the tradable and the non-tradable sector seem to follow similar pattern. This close correlation of both sectors, irrespective of the position of the REER, may reflect complimentary of the sectors: for example the high growth rate of the late 1970s reflects both the construction of the Itaipú dam and its spillover on the service sector through transport, trade, and the expansion of the “agricultural frontier” in North-East Paraguay. It may also reflect the influence of common factors, such as the succession of banking crises between 1995 and 2001. Most recently, there is little indication that the appreciation of the REER undervalued has had to significant negative impact on the tradable sector, but the relatively low REER in the early 2000s did not seem to have an impact either. The tradable sector (excluding agriculture and the meat sector) seems to have decoupled from the economy in general in the first half of the 2000s. This suggests that the difficulties of the tradable sector may have limited relation with the movement of the exchange rate.



Although the exchange rate seems to have influenced export performance in the long-run, there is no clear impact of the real appreciation on exports in the short run. To analyze the impact on the REER on exports, we look both at export volume growth and at export market share. The trend decline of Paraguay's export market share may reflect the impact of commodity prices (hence the use of an indicator of market share among non-oil exporting countries) or the dismal growth performance to the region in the 1980s and 1990s (hence an indicator of market share within Latin American countries). Over the past 40 years, periods of relatively appreciated REER seem to be associated with relatively lower exports, for example in the early 1980s or in the late 1990s, while the relatively depreciated REER of the early 1990s seem to be associated with higher exports. Over the most recent period, market shares (among different subgroups) have been broadly stable despite changes in the REER. In addition, exports have performed relatively well despite the recent appreciation of the exchange rate, although this could be partly accounted by the expansion of the beef sector in 2005-06 and the agriculture recovery in 2007.



E. The Equilibrium Exchange Rate Approach

Empirical Methodology and Data

The equilibrium exchange rate approach consists in calculating the long-term value of the exchange rate as a function of a set of explanatory variables. The equilibrium real exchange rate is defined as the level towards which, absent new shocks, the real exchange rate would return. The literature on equilibrium exchange rate was initiated by Williamson (1994). Two recent papers have applied this methodology to Paraguay, Rojas and Fernandez (2002) and Benelli (2004).

The literature on equilibrium exchange rate generally encompasses a similar set of explanatory variables. The variables used here are broadly similar to those of Benelli (2004), although some changes have been made in the measurement of these variables (e.g. variables weights and broader set of products for the relative commodity price index). The variables used are the following:

- **Terms of trade.** In commodity-producing countries, the terms of trade explain a large portion of the variation in the real effective exchange rate (see Chen and Rogoff, 2002, or Cashin et al., 2002). Higher terms of trade lead to an appreciation of the REER either through their impact on higher foreign exchange, or through wealth effect, as higher export incomes lead to larger spending in non-tradables. Terms of trade are measured as a weighted average of Paraguay's main exports (cotton, soy, wheat, and beef), measured against the price of manufacturing goods in industrialized countries.⁶
- **Productivity differentials** (the Balassa-Samuelson effect). An increase in productivity relative to trading partners in tradable goods raises the relative price of nontradable goods and thus appreciates the real exchange rate. The Balassa-Samuelson effect is measured by real per capita GDP relative to the real per capita GDP of Paraguay's main trading partners, using the same weights as the Fund's REER index.

⁶ Relative commodity price index, as used here, tend to perform better in econometric models than terms of trade based on more comprehensive set of exports, possibly because broader export prices are available with more delay and thus have less impact on the foreign exchange market. In addition, to better capture wealth effects, and given important changes in export over the period (in particular the decline of the share of cotton to a marginal level and the substantial rise of soya and beef), we used variable weights which reflect actual trade volume.

- **Trade openness.** A more open trade regime increases competition in tradable goods, reducing their price and thus depreciating the real exchange rate. Panel regressions usually introduced this effect through a dummy on trade liberalization. By contrast, in time series model, trade openness is usually measure as the sum of exports and imports in percent of GDP. This is the approach chosen in this section.
- **Fiscal position.** Two indicators are usually used to capture the impact of the government sector on the REER, the fiscal balance and government consumption, both usually scaled by GDP. The impact on the fiscal position on the REER depends whether fiscal expenditures are directed mostly towards tradable or non tradable goods. If large fiscal expenditures reflect a higher payroll or higher non-tradable expenditures, these should lead to an appreciation of the real exchange rate. The impact could be the opposite however if fiscal expenditures are directed towards the tradable sectors or imports.
- **Current account balance.** By definition, the current account balance determines the change in a country's stock of net foreign assets. Thus, an increase in capital inflows that is reflected in a worsening current account balance may cause an appreciation of the real exchange rate as demand for nontradables increases. The negative association between the current account balance and the real exchange rate may simply reflect reverse causality, as a lower real exchange rate may stimulate more exports and discourage imports. We measure the current account balance in percent of GDP.
- **Net foreign assets.** Higher net foreign assets are related to a more appreciated REER, through wealth effects, to higher foreign income and higher consumption, in particular of nontradable. Net foreign assets are measured as the sum of official reserves and the banking system's foreign assets, scaled by GDP.

The model is estimated using quarterly data over 1990Q1 to 2007Q2, which required some careful construction of the dataset. Although the sample period is short, especially in regards to the number of explanatory variables, it covers a consistent period since Paraguay moved to a floating exchange rate in February 1989.

As usually done in the literature, we use cointegration techniques to identify a long-run cointegration relationship among the real effective exchange rate and its determinants.

As seen in Table __, the variables of interest are integrated in level, but are stationary in difference, which makes cointegration techniques an appropriate tool to estimate the model. If it exists and is unique, the cointegration relationship can be interpreted as the long-run equilibrium relationship between the real exchange rate and its determinants (the "fundamentals"). The cointegration relationship is estimated by Johansen (1995). We use standard tests (trace and eigenvalue tests) to determine the existence and the number of cointegrating relations. To test the robustness of the results, we also use the Dynamic OLS (DOLS) estimation technique of Stock and Watson (1991).

General Results and Robustness Checks

Coefficient estimates are sensitive to modeling assumptions but point to some consistent results. We explore in particular the impact of different assumptions concerning the lag structure of the VAR, the variables included in the VAR, and the definition of the explanatory variables.⁷ Annex Table _ presents baseline results and sensitive tests, while Table _ below presents the most significant results. Among the results that stand out:

- The **current account** variable is significant in most cases and displays the correct sign. The coefficient is also broadly stable throughout different estimating assumptions. On average of increase of the current account balance by 1 percentage points of GDP is associated with an appreciation of 2-3 percent. The results are equally significant and of the same magnitude when capital flows as share of GDP are used instead of the current account balance.
- The **commodity terms of trade** variable is significant in many cases. It is of the order of magnitude of 0.2-0.3, which is significantly lower than earlier estimates by Benelli (2004). The lower coefficient than estimated in the panel regressions by CGER (2006), could come from the fact the current account is not included in CGER regressions although we would expect the opposite from a commodity exporting country.
- The productivity differential parameter, measuring the **Balassa-Samuelson effect**, is usually significant and of the order of 0.2-0.5. This is somewhat higher than the estimates made by CGER (0.15). In addition, this variable appears to compete with terms of trade for significance.
- **Net foreign assets** are not significant. Scaling NFA by exports and imports instead of GDP does not change significantly the results.
- The **fiscal balance** is also not significant. This could suggest that fiscal expenditures are balanced between tradable and non-tradable goods which is somewhat contradicted by the large wage component of fiscal expenditures.

⁷ The lag structure of the VECM is determined using a combination of judgement and statistical indicators. We estimate two information criteria, namely the AIC and Schwarz criteria, on the unrestricted VAR in level. Those criteria tend to give diverging results, with the Schwarz criteria favoring only lag, while the AIC criteria lowest for 5 or 6 lags. When a parsimonious numbers of lag is used, both criteria tend to favor one lag. However, as some of the coefficients of the second difference are still significant and the statistical properties of the residuals better with two lags, we choose to select a VAR with two lags. Estimation results differ significantly.

- Finally, the **openness** variable is significant and with the correct sign, suggesting that the gradual opening of the Paraguayan economy over the 1990s and 2000s have contributed to a depreciation of the REER.

Unfortunately, the loading coefficient to the long-term relationship is not always significant. However, when the coefficient is significant, it has the correct sign, which allows to interpret the cointegrating vector as an error-correcting mechanism. The low significance of the loading coefficient, suggest that deviation of the REER from its long-term relations take time for correction. This result may be related to the short sample used for the estimation.⁸

The equilibrium exchange rate is determined by using estimated coefficient over its filtered determinants. This is the approach suggested by MacDonald and Ricci (2003) and used by Benelli (2004) for smoothing the path of real exchange rate determinants and avoid too much variability. In the panel Chart __, model 1 presents the results of the REER when using a model encompassing all unfiltered variables. This shows an overvaluation of 14.4 percent in 2007Q3. Model 2 to model 4 presents the coefficients applied to variables smoothed using the Hodrick-Prescott filter, and important different assumptions: model 2 present the use of the H-P filter over historical data; this is subject to the traditional end-point problem. To alleviate this problem, model 3 applied the filter on historical and forecasted variables. The forecasts used are those derived from the World Economic Outlook (WEO). With the filtered variable over historical data, the overvaluation of the REER is 15.4 percent, while is 13.9 percent when using historical and forecasted data. This diminution of the overvaluation when correction for the end-point problem is expected, given that the forecast, even though conservative, is more optimistic than the recent past (in particular with higher growth, continued NFA accumulation, and greater openness, all contributing to an appreciation of the REER). Finally, we applied on the historical and projected variables a H-P filter with a lower adjustment factor lambda (400), the concern being that the traditional lambda of 1600 tends to smooth out too much the recent improvement of fundamentals observed by Paraguay in the last three years (fiscal surplus, modest but sustained pick-up of growth, reserve accumulation).

All previous models thus point to a significant overvaluation of the REER by some 15 percent at end-2007 after a persistent undervaluation of 5-10 percent in 2003-05.

Interesting, the Macroeconomic Balance model presented in the next section also point out to a overvaluation of the REER of the same magnitude, while similarly suggesting a persistent undervaluation during the early-mid 2000s. These results are consistent with Benelli (2004)

⁸ Indeed, estimating the model on annual data over 1966-2007, generally allows to exhibit a loading coefficient of -0.2 / - 0.3, when significant. This suggests that the half life of a deviation from the long term equilibrium is about 5 years. This is only indicative as the results of the annual model (not otherwise reported here) seem to show even greater parameter instability.

study which shows some undervaluation in the range of 3-10 percent at the end of 2003. In addition, we found little in the fundamentals of the model to explain the sharp appreciation of the REER since 2005: the improvement of real GDP growth, although notable for Paraguay after a decade of low growth, has led only to stabilizing the productivity differential; NFA have been rebuild following the turbulence of the early-mid 2000s, but this variable has limited impact on the model. In the same way, the turnaround in the fiscal balance, seems to affect little the REER.

Table _. Estimation of Equilibrium Exchange Rate for Paraguay

	Other studies				This study						
	Rojas et al.('02) 1/	Benelli ('04) 2/	Benelli ('04)	CGER ('06) 3/	Base-line	Estimation by DOLS	Selected variables	Selected variables	Up to 2002q2	Up to 2002q2	Up to 2005q2
Cointegrating vector											
Commodity	0.31**	1.37*/1.99*	0.55*	0.46*	0.16** (-0.08)	0.11 (0.07)	0.31*** (-0.10)	0.25* (-0.13)	0.18*** (-0.05)	-0.24* (-0.13)	0.12 (-0.10)
Productivity				0.15*	0.33*** (-0.11)	0.44*** (0.10)	0.06 (-0.11)	0.19 (-0.14)	0.21*** (-0.05)	0.47*** (-0.13)	0.3*** (-0.09)
NFA			-0.08*	0.08*	-0.43 (-0.33)	-0.12 (0.42)	-0.3 (-0.42)		-0.37** (-0.15)	0.39 (-0.47)	-0.51* (-0.28)
Current account	7.29*		1.61*		-2.13*** (-0.24)	-2.09*** (0.30)	-2.57*** (-0.27)	-2.79*** (-0.32)	-0.7*** (-0.14)	-2.81*** (-0.40)	-1.75*** (-0.20)
Fiscal				2.64*	-0.98* (-0.52)	-0.02 (0.04)			-1.28*** (-0.26)		-1.48*** (-0.44)
Open	-0.16*			-0.13*	-0.07 (-0.05)	0.58 (0.59)	-0.2*** (-0.05)	-0.12** (-0.06)	0.06*** (-0.02)		-0.06 (-0.05)
Loading coeff.		-0.18*	0.47		-0.03 (-0.11)		0.04 (-0.09)	-0.05 (-0.07)	-0.25 (-0.22)	-0.09 (-0.08)	0.00 (-0.12)
R2					0.32		0.24	0.45	0.48	0.48	0.32
Log likelihood					1019		813.5	619	730	509	873
AIC criteria					-27.5		-22.0	-16.9	-28.1	-20.4	-27.2
Schwarz criteria					-22.7		-18.4	-14.2	-22.9	-17.5	-22.6
Lag structure					2	2	2	2	2	2	2
Cointegration rank											
Trace					1		1	0	2	1	1
Eigenvalue					1		1	1	2	1	1
Sample	1970 2000	1980 2003	1980 2004		1990 2007	1990 2007	1990 2007	1990 2007	1990 2002	1990 2002	1990 2005
Frequency	A	Q	A		Q	Q	Q	Q	Q	Q	Q

Source: staff estimates

1/ Openess is defined as the openess ratio multiplied by FDI; the fiscal variables is public consumption rather than the fiscal balance.

2/ The quarterly model also includes either the REER of Brazil or of Argentina as a proxy of other determinants.

3/ Panel estimation on a sample of 48 industrial and developping countries (not including Paraguay).

The proxy for the fiscal variable is government consumption to GDP (hence the positive sign), the openess variable is a dummy based on the Sachs-Warner index, NFA are scaled by exports and not by GDP.

Paraguay: model uncertainty and diagnostic on real exchange rate - Equilibrium exchange rate approach
(Plain line: actual REER, dotted line equilibrium exchange rate with ± 1 std. dev.; bars: disequilibrium)

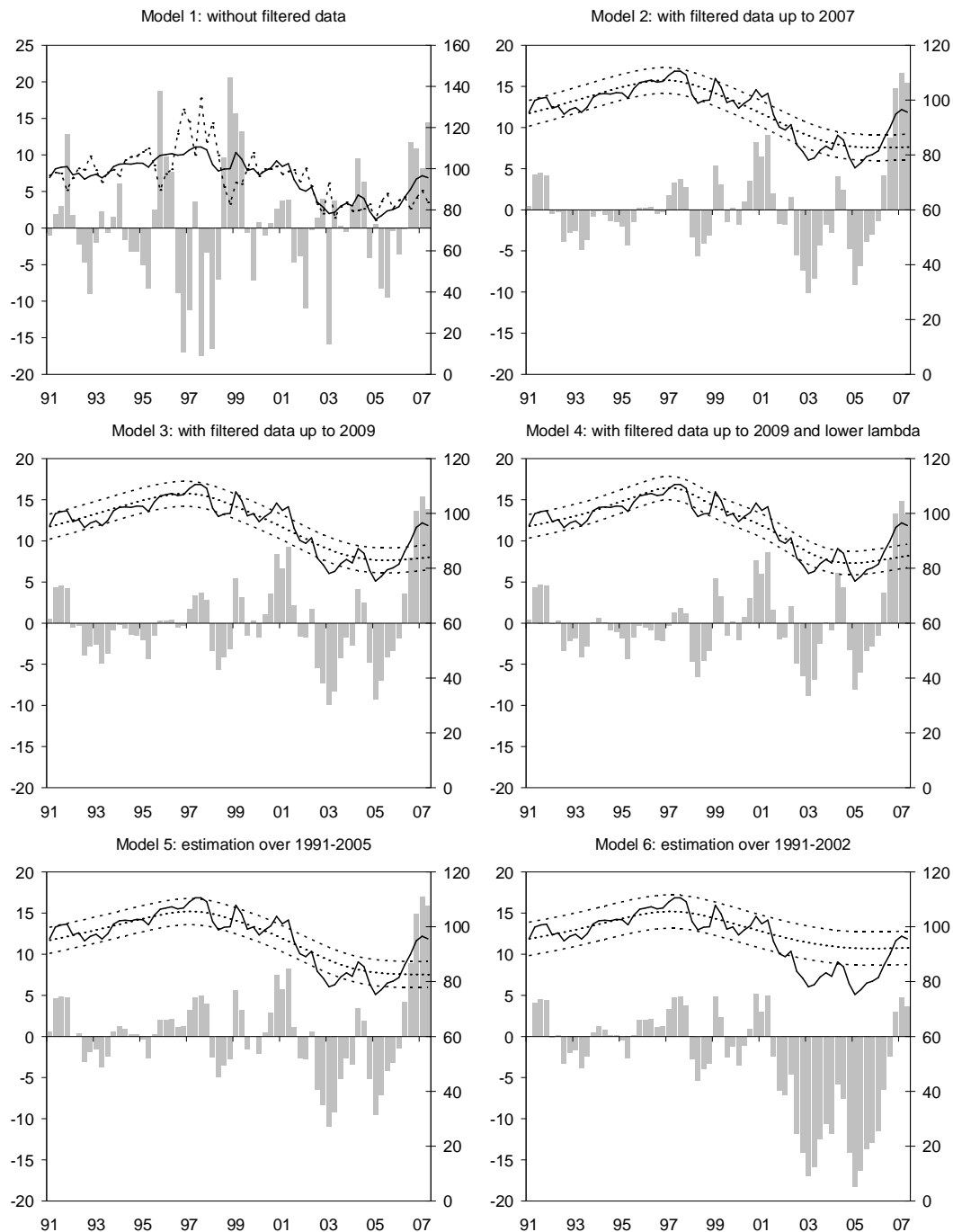
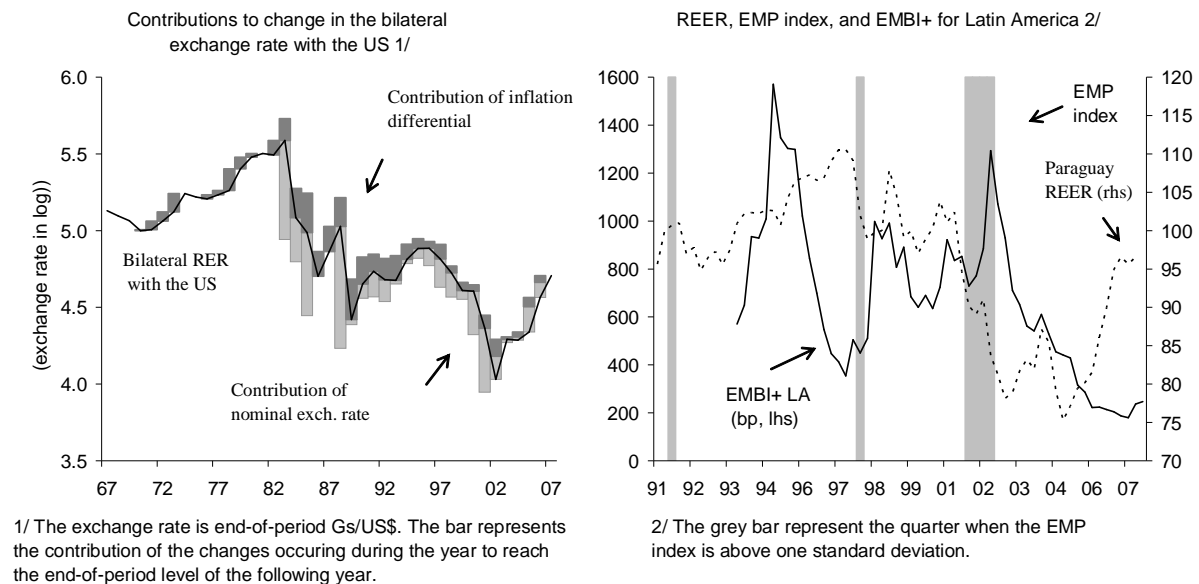


Table: Diagnostic of REER with different model specifications

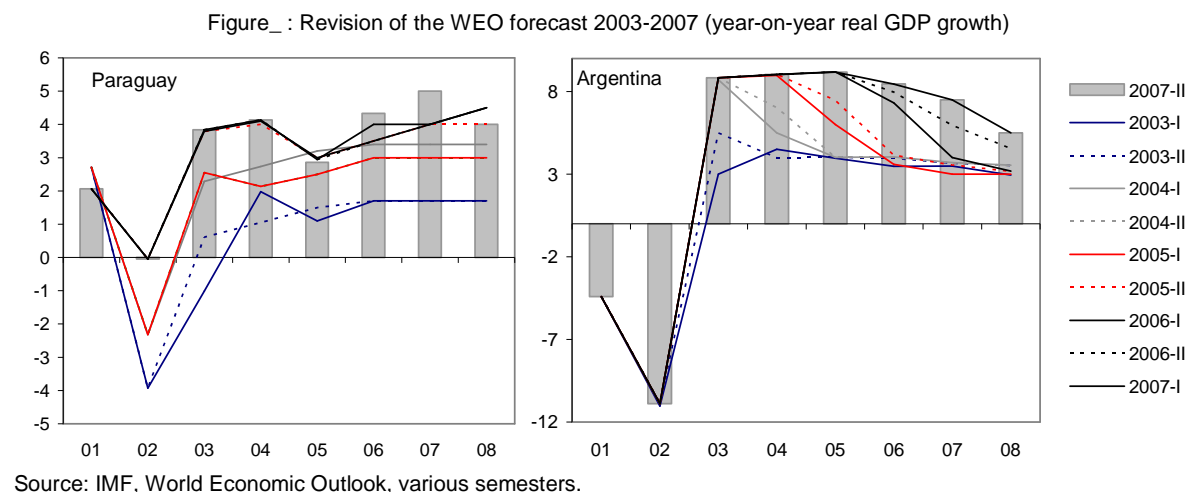
Model	Period	Filtered of RHS variable	Lamda	Correction for end-point	Diagnostic in 2007	
					average	at Q3
Model 1	1991-2007	No	11.1	14.4
Model 2	"	Yes	1600	No	15.6	15.4
Model 3	"	"	1600	Yes	14.3	13.9
Model 4	"	"	400	"	13.7	13.2
Model 5	1991-2005	"	1600	"	15.9	15.9
Model 6	1991-2002	"	1600	"	3.8	3.6

In the estimated models, deviation of the REER away from its equilibrium tend to be long-lasting. Reinterpreting the results raises the question whether such periods of deviation could bias the estimation. The model shows that deviations from the long-run equilibrium are corrected only slowly, as is evident from the non-significance of the loading coefficient. The models also point to one such deviation, the undervaluation between 2002 and 2005. In addition, the models do not suggest that the deviation during this period was driven by fundamentals.



The size of the nominal depreciation and foreign exchange market volatility suggests that the 2002 depreciation was driven by market sentiment. The real depreciation in 2001-02 is driven by the nominal exchange rate depreciation, not by inflation differential; this is the largest change in nominal exchange rate over the sample period or since the move to a floating or managed regime. Over a long-term horizon, the nominal exchange rate (for simplicity with the US\$) experienced sharp depreciation, but this was under a different exchange rate system. For example, the sharp nominal depreciation in 1982 reflects in adjustment of the then fixed exchange rate after years of accumulating inflation differential. The spread measured by EMBI+ for Latin America experience a spike around 2001-02, reflecting the consequences of the crisis in Argentina. In Paraguay, an exchange market

pressure index (EMP) also show increased and persistent volatility around 2001-02.⁹ While there is strong reason to believe that the exchange rate has driven by market sentiment in 2001-02, we do not imply, that the behavior of the exchange rate was completely disconnected from fundamentals. Growth prospects of the economies marked by the spillover from the Argentinean crisis were significantly reduced and forecasts underestimated the economic recovery. We illustrate these in the figure below, which shows the gradual adjustment of growth forecasts for Argentina and Paraguay made by the Fund's World Economic Outlook (WEO), but forecasts from Consensus Forecast exhibit similar patterns.



As an illustration of how the undervaluation of the 2002-2005 affects the equilibrium exchange rate, we reestimate the model on a shorter sample ending in 2001. To some extent, this makes the diagnostic of the position of the REER as of end-2007 less relevant, since we discard the most recent period. However, it offer some insight on where the equilibrium might be had the model parameters been the same as during the 1991-2001 period. The coefficients of the model estimated on a reduced sample are broadly as satisfactory as those obtained on the full sample. (with one or two variables exhibiting the wrong signs). Not surprisingly, the new model show significant undervaluation in 2002-05.¹⁰

⁹ An exchange rate market pressure index could be constructed as a weighted average of reserve losses, change in policy interest rate, and change of the real or nominal exchange rate. To avoid the endogeneity of the index to depreciation of the REER, we construct the index as a simple average of reserves losses over a year as share of base money and change over a year of the policy rate in percentage points.

¹⁰ As the estimation methodology strives to minimize residuals, a model estimated on a more appreciated exchange rate tends to deliver a more appreciated equilibrium rate. By contrast, estimating the model until 2005, thus excluding the recent appreciation period, shows a more depreciated equilibrium exchange rate, of 16 percent as of end-2007. This should not lead to general skepticism regarding equilibrium model, but encourage to be aware of their limitations and the importance of the underlying assumptions, in particular the key assumption that the exchange rate is in equilibrium over the sample period. We believe a case can be made for excluding the persistent undervaluation period of 2002-05 as biasing downward the equilibrium results.

By contrast, the overvaluation in 2007 is modest, at only 5 percent, and within the confidence interval. Interestingly the loading coefficient become clearly negative (-0.10/-0.25) although still not significant.

F. The Macroeconomic Balance Approach

The macroeconomic balance approach can be used to evaluate whether a balance of payments position is consistent with external stability. The approach aims at finding the real exchange rate that is consistent with the underlying current account being in equilibrium and the financial and capital accounts not being a source external instability. Comparing the resulting equilibrium real exchange rate to the actual real exchange rate can determine whether the exchange rate is misaligned in the sense of the 2007 Decision.

Theoretical Model

The approach is based on the accounting identity that, at any point in time, equates a country's current account balance (CA_t) with the excess of domestic saving (S_t) over domestic investment (I_t):

$$CA_t \equiv S_t - I_t \quad (1)$$

where $S_t - I_t$ is a measure of the net saving. A current account deficit thus implies a net inflow of private and official capital, which again requires a surplus on the capital and financial account.

The current account depends on factors affecting trade and income flows, such as the real effective exchange rate ($reer_t$), the terms of trade (tot_t), the output gap in Paraguay (y_t), and the output gap in the United States (y_t^*):

$$CA_t = \mu_1 REER_t + \mu_2 tot_t + \mu_3 y_t + \mu_4 y_t^* . \quad (2)$$

The more depreciated the exchange rate and the better the terms of trade, the more competitive is the economy, which tends to improve the current account balance. The output gap in Paraguay is expected to have a negative impact on the balance because a higher output gap is consistent with higher absorption and a more deteriorated current account, while a higher output gap in United States would be associated with a higher balance.

The domestic savings-investment balance is determined by domestic factors such as the interest rate in Paraguay (i_t), the interest rate in the United States (i_t^*), and the fiscal position (f_t).

$$S_t - I_t = \rho_1 i_t + \rho_2 i_t^* + \rho_3 f_t . \quad (3)$$

Assuming that capital and financial flows to Paraguay depend on the interest rate differential, a higher interest rate in Paraguay and a lower interest rate in the United States would encourage inflows and net savings. The government's net savings are directly affected by the fiscal balance, and would be positively related to the aggregate savings-investment position.

Empirical Approach

The empirical approach consists in estimating an equilibrium model for the current account and the real exchange rate, and assessing the deviations of these variables from their estimated equilibrium. The first step of the empirical method is to estimate simultaneously long-run models for the underlying current account position (equation (2)) and the equilibrium savings-investment position (equation (3)), based on their long-run determinants. The terms of trade, the output gaps, and the interest rates are assumed to be exogenous. The second step is to calculate the equilibrium real exchange rate as the real exchange rate that equilibrates the underlying current account position its long-run equilibrium. Estimated misalignments can then be obtained by calculating the deviations of the current account and the actual real exchange rate from their estimated equilibrium values.

The approach taken here involves simultaneous estimation of the equations for the equilibrium current account balance and exchange rate. The macroeconomic balance approach is traditionally based on estimated current account norms computed from cross-country panel estimations of relations between the current account and a set of fundamentals. A simultaneous equation approach, however, ensures that the equilibrium equations for the current account and the real exchange rate are internally consistent, which is particularly important when assessing exchange rate policies, which impact both external balances and the exchange rate.

The estimates are based on a cointegrated vector-autoregressive model, in line with the unit root properties of the data series.¹¹ Standard misspecification test do not reveal any problems, indicating that the estimated model is well-specified, see Table _. The terms of trade, the output gaps and the real interest rates are assumed to be exogenous variables in the long run.

¹¹ See Johansen (1995).

Table __. Paraguay: System Misspecification Tests for Estimated Cointegrated VECM

Vector	Normality	Auto correlation (lags 1 to 4)	ARCH (lags 1 to 4)	Heteroscedasticity
CA/GDP	$\chi^2(2) = 2.99 (0.22)$	$F(4,37) = 0.18 (0.95)$	$F(4,33) = 0.68 (0.61)$	$F(34,6) = 0.51 (0.90)$
FB/GDP	$\chi^2(2) = 1.33 (0.51)$	$F(4,37) = 1.16 (0.34)$	$F(4,33) = 2.53 (0.06)$	$F(34,6) = 0.29 (0.99)$
Logarithm (REER)	$\chi^2(2) = 1.24 (0.54)$	$F(4,37) = 0.20 (0.94)$	$F(4,33) = 0.04 (0.99)$	$F(34,6) = 0.27 (0.99)$
System	$\chi^2(6) = 4.85 (0.56)$	$F(36,80) = 0.77 (0.81)$	n.a	$F(204,14) = 0.13 (1.00)$

Source: Staff estimates.

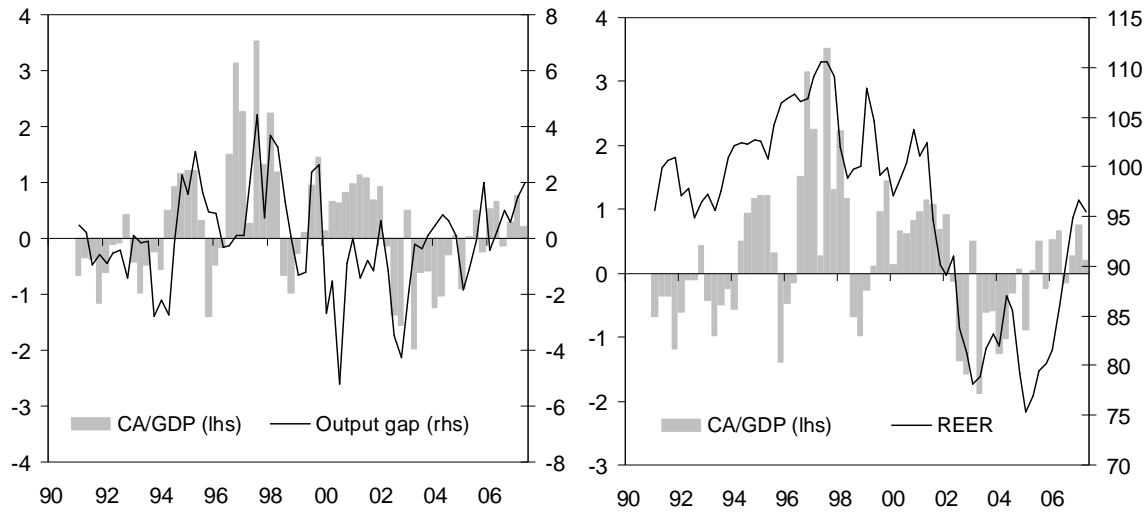
In the short run, the country's current account and savings-investment position, and the determinants of these positions are highly volatile variables. In the long run, however, the variables are expected to converge to equilibrium relations. The long-run equilibrium in the external and domestic sector is estimated simultaneously in a vector error-correction model using quarterly data from 1992(1) to 2007(2). The estimated model supports the presence of two such long-run relations in the system of variables.

First Step: Estimated Models for the Long-Run External Current Account and the Equilibrium Savings-Investment Position

The long-run equilibrium of the current account is found to be higher when the economy is more competitive – that is, when the real exchange rate is lower and the terms of trade are higher – and to be negatively correlated with the output gap in Paraguay, as expected. Contrary to expectations, the current account is negatively related to the output gap in the United States, suggesting that when growth is beyond potential in the United States, the current account worsens in Paraguay.

$$CA_t = -5.6 \times REER_t + 2.5 \times tot_t - 0.20 \times y_t - 0.10 \times y_t^*.$$

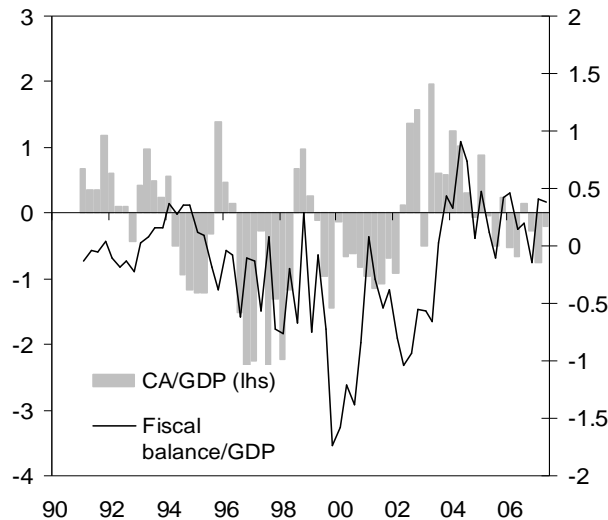
Fig __. The current account, the output gap and the real effective exchange rate



The long-run equilibrium savings-investment position is found to be higher when the government balance is higher (a 1 percent of GDP increase in the fiscal deficit leads to a 0.45 percent of GDP increase in the current account deficit) and to be positively correlated with the interest rate in Paraguay (although the coefficient is not significant) and negatively correlated with the interest rate in the United States.

$$S_t - I_t = 0.01 \times i_t - 0.28 \times i_t^* + 0.44 \times f_t - 0.16 \times y_t.$$

Fig __. The twin deficits: the current account and fiscal balances



The estimated long-run model is strongly supported by the data; in fact, the estimated long-run relations cannot be rejected at a 34 percent confidence level, as indicated by the

likelihood ratio test of the imposed restrictions (it is customary to use 5 percent as a lower bound for accepting a model). The estimated long-run model, with standard errors of the imposed restrictions is summarized in the table below.

Table __. Paraguay: Estimated Macroeconomic Balance Model in Cointegrated Vector Autoregressive Model
Quarterly data, 1991Q1 to 2007Q2

Variable		Current account /GDP	Real effective exchange rate	Terms of trade	Government balance /GDP	Output gap in Paraguay	Output gap in the United States	Nominal interest rate in Paraguay	Nominal interest rate in the United States
Measure-ment		In percent	Logarithm	Logarithm	In percent	Real GDP minus trend GDP, index	Real GDP minus trend GDP, index	In percent	In percent
$\chi^2(5) = 5.63 (0.34)$									
Long-run relation (st. dev)	β_1	1	5.62 (1.33)	-2.5 (0.85)	0	0.2 (0.11)	0.09 (0.15)	0	0
Long-run relation (st. dev)	β_2	1	0	0	-0.44 (0.17)	0.16 (0.07)	0	-0.01 (0.01)	0.28 (0.07)
Loading coeff. (st. dev)	α_1	0	-0.03 (0.01)		-0.33 (0.12)				
Loading (st. dev)	α_2	-0.87 (0.19)	0.03 (0.01)		0.38 (0.14)				

Source: Staff estimates.

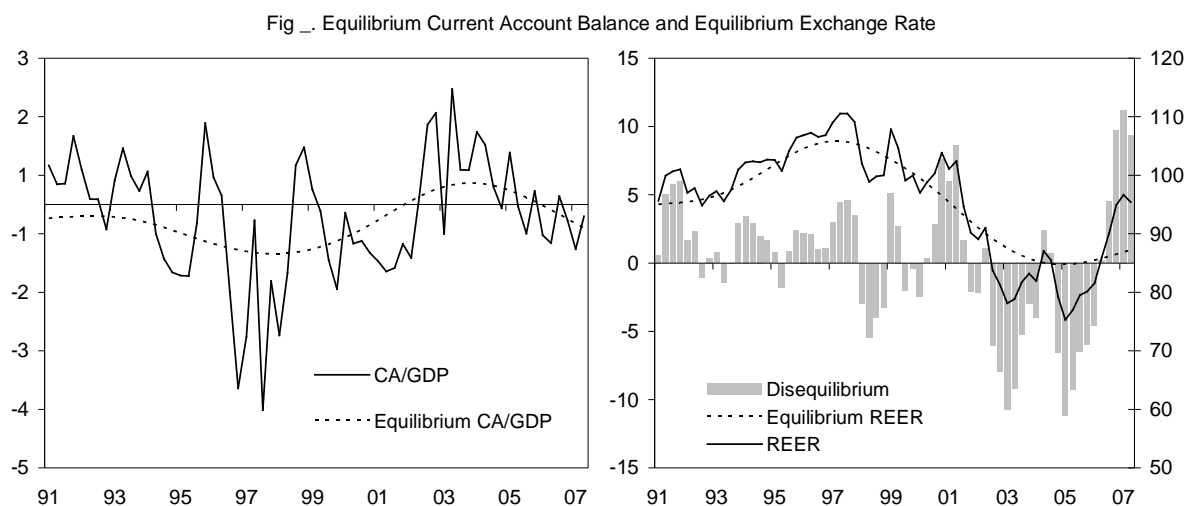
Second Step: The Estimated Equilibrium Exchange Rate

To find the long-run equilibrium savings-investment position, the long-run stochastic trends of the variables are extracted with a Hodrick-Prescott filter and combined using equation (7). It is assumed that the equilibrium savings-investment position is domestically determined, in accordance with the theoretical model. Given the accounting identity in equation (1), it can substitute the equilibrium external current account balance. Together with the stochastic long-run trend of the terms of trade, this substitution determines the long-run equilibrium real effective exchange rate.

Results

The results indicate that there are no imbalances arising from the present level of the current account, but that the real exchange rate is overvalued. The present level of the external current account appears in line with its equilibrium and is hence consistent with maintaining external stability. The present level of the real effective exchange rate, however, appears to be somewhat overvalued in relation to its long-term equilibrium. Compared to the exchange rate that would have been consistent with external stability, the exchange rate appears to be about 10 percent overvalued. The exchange therefore appears to be disconnected with the long-term value of the current account.

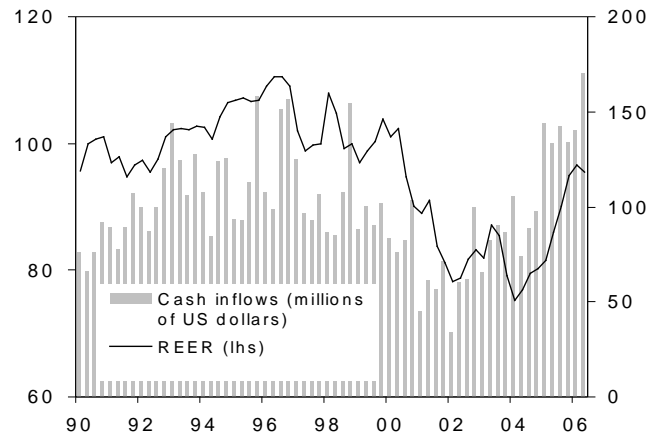
The finding that the *guaraní* appears to be overvalued since mid-2006 is difficult to reconcile with market behavior. The *guaraní* is market-determined and has appreciated significantly over the past two year. During this period, the BCP has built large international reserves. These developments suggest that the market considers the exchange rate to be undervalued compared to its equilibrium level. The next section tries to shed some light on the estimated overvaluation, by taking into account the large cash inflows in foreign exchange from Paraguay's binational entities.



The Real Exchange Rate in Paraguay and Foreign Exchange Inflows from Binationals

The binational entities, Itaipú and Yacyretá, are important sources of foreign exchange inflows. The binationals exchange their foreign exchange earnings for *guaraní*s in order to pay royalties to the government and wages to Paraguayan employees, as well as payments for other services and goods from Paraguay. Cash inflows from the binationals have fluctuated between 3-7 percent of GDP annually over the period considered for the estimations. The real exchange rate is positively correlated with the cash inflows.

Fig. 1. The real effective exchange rate and cash inflows from binational entities



A re-estimation of the model with a dummy for the foreign exchange inflows from the binacionales indicates that these inflows are important determinants of the real exchange rate. The coefficient on the dummy is positive and highly significant, suggesting that the real exchange rate appreciates in response to higher inflows. The inclusion of the dummy furthermore considerably improves the explanatory power of the model; the model can now only be rejected at a 76 percent confidence level (compared to 34 percent earlier), much higher than the 5 percent which is generally taken as a lower bound.

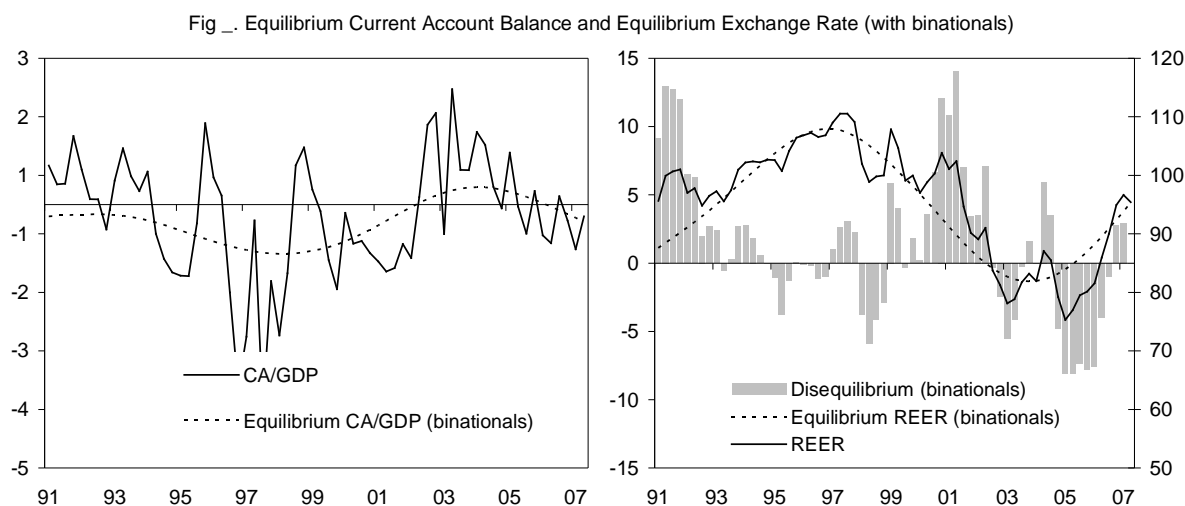
Table 1. Paraguay: Estimated Macroeconomic Balance Model in Cointegrated Vector Autoregressive Model
(with Dummy for Cash Inflows from Binationals)
Quarterly data, 1991Q1 to 2007Q2

Variable		Current account /GDP	Real effective exchange rate	Terms of trade	Government balance /GDP	Output gap in Paraguay	Output gap in the United States	Nominal interest rate in Paraguay	Nominal interest rate in the United States	Cash Inflows from Binationals
Measure-ment		In percent	Logarithm	Logarithm	In percent	Real GDP minus trend GDP, index	Real GDP minus trend GDP, index	In percent	In percent	US dollars, logarithm
$\chi^2(6) = 3.40 (0.76)$										
Long-run relation (st. dev)	β_1	1	6.03 (1.40)	-2.03 (0.89)	0	0.2 (0.12)	0.22 (0.16)	0	0	-1.67 (0.59)
Long-run relation (st. dev)	β_2	1	0	0	-0.58 (0.17)	0.15 (0.07)	0	-0.01 (0.01)	0.24 (0.07)	0
Loading coeff. (st. dev)	α_1	0	-0.03 (0.00)		-0.2 (0.09)					
Loading (st. dev)	α_2	-0.87 (0.19)	0.04 (0.01)		0.31 (0.13)					

Source: Staff estimates.

Taking into account the foreign exchange inflows from binationals also substantially reduces the estimated overvaluation. The foreign exchange inflows from the binationals have been high in the past two years, at about 6 percent of GDP annually, and can explain

parts of the observed appreciation. When correcting for these inflows, the estimated overvaluation in 2007 is reduced to about 2 percent.



G. Concluding Remarks

This chapter has examined different methodologies to assess the exchange rate in Paraguay. As expected, the diagnostic derived from these methodologies somewhat differ. One firm conclusion that stands out of the analysis is that the undervaluation experienced during the early 2000s has now been corrected.

Nonetheless, we are reluctant to conclude that the correction has brought the exchange rate above its equilibrium, although some versions of both econometric models would lead to the conclusion that the exchange rate is now overvalued. Regarding the equilibrium exchange rate model, the mild improvement of the terms of trade or the recent pick up of growth does not seem sufficient to explain the recent increase of the real exchange rate. Regarding the macroeconomic balance approach, the model predicts only a more modest appreciation. However, the results of baseline econometric models need to be taken with caution:

- The models are sensitive to the estimation period and the choice of the specification. In particular, estimating the equilibrium model over a shorter period that excludes the period after the banking crisis of 2002, leads to significantly different results. When this period (possibly marked by an overshooting related to the crisis) is excluded, the real exchange rate appears to be in equilibrium. One missing piece in this interpretation of overshooting of the nominal exchange rate is why the sharp nominal depreciation of 2001-2002 has been corrected only in 2006-07.
- Both econometric models rely on contemporaneous variables. This is in contrast with forward looking monetary models of the exchange rate. However, introducing forward looking variables could also contribute to explain the recent appreciation. In

particular, protracted discussions on the increase of royalties from the binational entities seem to have become more concrete turn recently, leading to expectations of higher foreign exchange inflows and an appreciation of the exchange rate. This could explain why the undervaluation of the real exchange rate since 2002 has only been corrected in the past two years.

- Finally, the diagnostic of overvaluation is not supported by other indicators beyond statistical or econometrical analysis of the real effective exchange rate. The performance of the tradable sector, which is the focus of the popular debate on the appropriate level of the exchange rate, is thriving and does not seem to have been affected by the strengthening of the exchange rate. Arguably, it did not seem to have benefited either from the undervaluation of the exchange rate in the early 2000, possibly because of the concomitant tightening of bank credit and general economic contraction.

The limits of this analysis illustrate the needs to complement the analysis of the long-run equilibrium exchange rate by a careful analysis of the short term evolution of nominal exchange rates (with respect to a key partners). This task is beyond the scope of the current study and will be the object of further research.

REFERENCES

- Benelli, 2004, “Equilibrium Real Exchange Rate in Paraguay”, Paraguay: Selected Issues Paper.
- Cashin, Paul A., Luis Cespedes, and Ratna Sahay, 2002, “Keynes, Cocoa, and Copper: In Search of Commodity Currencies”, IMF Working Paper No. 02/223 (Washington: International Monetary Fund).
- Chen, Yu-chin and Kenneth Rogoff, 2002, “Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzles”, IMF Working Paper No. 02/27 (Washington: International Monetary Fund).
- Clark, Peter B. and Ronald MacDonald, Ronald , 1998, “Exchange Rates and Economic Fundamentals - A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, IMF Working Paper No. 98/67 (Washington: International Monetary Fund).
- IMF, 2006, “Methodology for CGER Exchange Rate Assessments”, mimeo (available at www.imf.org).
- Isard, Peter, “Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies”, IMF Working Paper, No. 07/296
- Pineda and Cashin (2007), “Is the Eastern Caribbean Dollar Overvalued?,” forthcoming ECCU Selected Issues Paper.
- Johansen, Soren, 1995, *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Autoregressive Vectors*, Oxford: Oxford University Press.
- Macdonald, Ronald and Luca A. Ricci, Luca A., 2003, “Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate for South Africa”, IMF Working Paper No. 03/44 (Washington: International Monetary Fund).
- Rojas, Bernardo, and Emiliano Fernandez, 2002, “Determinantes del Tipo de ce Cambio Real en Paraguay (1970-2000)”, mimeo, Banco Central del Paraguay.
- Stock, James and Mark Watson, 1993, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61 (4), pp. 783–820.

ANNEX – DATABASE DESCRIPTION

Some of the explanatory variables for the econometric analysis were not available for the full sample at the desired frequency and had to be constructed for part of the sample period. However, even if some variables were not available, some of their components with valuable information content were available and used for the construction of these variables. Thus, no variables were extended based on purely statistical method (such as a spline).

There is an obvious tradeoff between using existing official data on a shorter period and extending the dataset to gain precision in the estimation. However, given the availability of underlying data on an intra-annual basis, we are confident of the benefits of extending the dataset using similar techniques as those that would be used by the authorities. An alternative extreme position would be to disregard official data due to the uncertainty to measure such key variables as exports and imports, given the importance of smuggling and its sensitivity to small tax legislation changes.

To provide some examples of data construction:

- The current account is only available on an annual basis before 2000. However, using quarterly data on trade in goods from 1990 onwards and ad-hoc assumptions on trade in services and income receipts, allowed to construct a series of current account spanning the full period.
- Quarterly GDP is only available from 1994Q1 onwards, but the BCP produced before 1994 an indicator of activity. Using the Chow-Lin methodology and annual data from the national accounts, this allows to construct quarterly data for 1990-93. Note that this is the same methodology used by the BCP to produce, at a more disaggregated level, quarterly accounts from 1994 onwards.
- Finally, the balance of the government is only available on an annual basis. However, monthly data on fiscal execution, complemented by assumptions on tax elasticity, were used to backdate a time series of fiscal balance before 2000.

Table 1 : Database Used

Time series	Code	Sources 1/	Description
Econometric models			
Real exchange rate	lreer	INS and staff estimates.	CPI-based REER. Quarterly data based on 18 main trade partners or competitors. Annual data based on 15 partners only before 1980, due to data availability.
Fiscal balance	fby	BCP	Fiscal balance of the central government. Quarterly data derived from fiscal execution 2000-07; earlier data extrapolated using an assumption on tax elasticity and quarterly real GDP.
Current account balance	caby	BCP, IFS, and DTS.	Annual data from IFS and BCP. Quarterly data for 2000-2007 from BCP and 1991-1999 data extrapolated using trade data from DTS and smoothing of income and service balances.
Net foreign assets	nfay	BCP and IFS	Net foreign assets of central bank and deposit money banks.
Openness	lopeny	BCP and DTS	Average of imports and exports of goods over GDP. Quarterly data from DTS (registered trade only). Annual data from BCP.
Commodity price	lcomp	IFS and COMTRADE	Weighted average of international prices of four main commodities (soya, beef, cotton, and wheat) against price of industrial goods. Weighted average with variable weights using trade share from COMTRADE.
Relative productivity	lbalas	BCP and IFS	Ratio of GDP per capita in Paraguay and the US. Annual data based on national accounts. Quarterly data for Paraguay derived using Chow-Lin methodology and a quarterly indicator for 1991-94 and the IMAEP 1994-2007.
Other data			
ULC-based REER		BCP, Haver Analytics.	Nominal wages, total employment, and GDP on an annual basis.
Export market share		DTS	Total exports of goods from a given country or region.
Tradable / non tradable sectors		BCP (National Accounts)	Tradable: primary sector and manufacturing sector; alternative measure of tradable excluding agriculture, livestock, meat-processing; non-tradable: construction, utilities, and service sector.

1/ Banco Central de Paraguay (BCP); International Finance Statistics (IFS, IMF), and Direction of Trade Statistics (DTS, IMF); Haver Analytics; COMTRADE, United Nations.

Table __. Stationarity Tests 1/ 2/

	ADF test			KPSS		
	Level	First diff.	Order integ.	Level	First diff.	Order integ.
Quarterly data						
lreer	-1.57	-4.70	I(1)	0.18	0.13	I(1)
fbby	-1.97	-4.13	I(1)	0.20	0.05	I(1)
cgy	-2.37	-4.13	I(1)	0.15	0.05	I(1)
caby	-2.96	-5.20	I(0)	0.15	0.05	I(1)
nfay	-1.72	-5.48	I(1)	0.16	0.04	I(1)
lopy	-1.29	-4.10	I(1)	0.12	0.06	I(0)
lcomp	-2.50	-5.35	I(1)	0.08	0.04	I(0)
lbalas	-0.97	-4.76	I(1)	0.16	0.17	I(2)
Annual data						
lreer	-1.79	-2.64	I(2)	0.13	0.08	I(0)
fbby	-2.77	-4.81	I(1)	0.05	0.06	I(0)
caby	-2.48	-4.75	I(1)	0.05	0.06	I(0)
nfay	-1.72	-3.73	I(1)	0.07	0.06	I(0)
lopy	-0.62	-2.97	I(1)	0.09	0.06	I(0)
ltotgs	-1.64	-2.91	I(1)	0.20	0.07	I(1)
ltotg	-0.32	-3.65	I(1)	0.18	0.11	I(1)
lbalas	-1.53	-2.40	I(2)	0.18	0.07	I(1)
lcomp	-0.57	-4.94	I(1)	0.09	0.11	I(0)

1/ All variables in logarithm except net foreign assets, fiscal and current account balance.

2/ I(0) denotes that the variable is stationary and I(1) that the variable is integrated of order 1. For the ADF test, the test statistic for rejecting the null hypothesis of non stationarity at the 5 percent level is -2.89. (-3.49 at the 1 percent level).

Paraguay: Determinants of the Real Exchange Rate, quarterly data 1991-2007

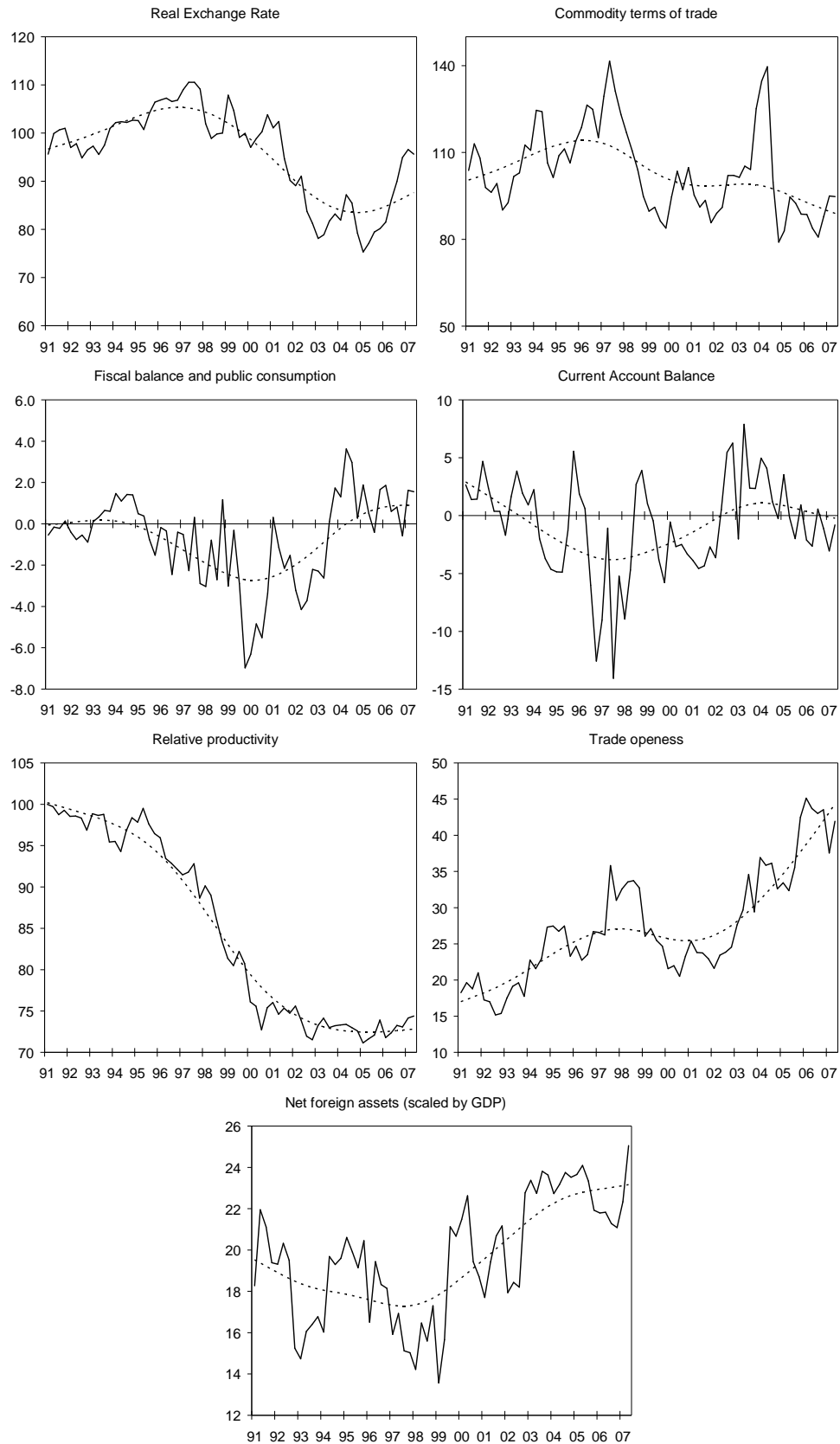
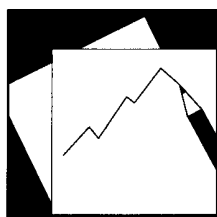


Table __. Paraguay: Estimation of Equilibrium REER

		Expected Baseline sign	Robustness to lag structure	Robustness to variable exclusion							Robustness to alternative specification			Robustness to period specification			DOLS estimation			
											Cap. flows	Gov. conso	NFA/ exports	to 02q2	to 02q2	to 05q2				
Cointegrating vector																				
Commodity	(+)	0.16**	0.36***	0.07	-0.19	0.31***	2.8***	0.15	0.32***	0.25*	0.07	0.37***	0.32***	0.18***	-0.24*	0.12	0.11	0.12	0.05	
		(-0.08)	(-0.10)	(-0.06)	(-0.12)	(-0.10)	(-0.78)	(-0.10)	(-0.08)	(-0.13)	(-0.07)	(-0.08)	(-0.08)	(-0.05)	(-0.13)	(-0.10)	(0.07)	(0.08)	(0.05)	
Productivity	(+)	0.33***	0.05	0.41***	0.77***	0.06	-2.51**	0.49***	0.47***	0.19	0.42***	-0.11	-0.03	0.21***	0.47***	0.3***	0.44***	0.38***	0.53***	
		(-0.11)	(-0.15)	(-0.09)	(-0.13)	(-0.11)	(-1.08)	(-0.12)	(-0.10)	(-0.14)	(-0.10)	(-0.10)	(-0.09)	(-0.05)	(-0.13)	(-0.09)	(0.10)	(0.12)	(0.09)	
NFA	(+)	-0.43	0.37	0.16	1.13*	-0.3	0.9		-0.22	-0.33	-0.89***	-0.93***	-0.19***	-0.37**	0.39	-0.51*	-0.12	-0.94**	0.93**	
		(-0.33)	(-0.51)	(-0.27)	(-0.62)	(-0.42)	(-3.36)		(-0.40)	(-0.35)	(-0.29)	(-0.33)	(-0.05)	(-0.15)	(-0.47)	(-0.28)	(0.42)	(0.40)	(0.45)	
Current accoun	(-)	-2.13***	-2.56***	-2.81***	-2.75***	-2.57***		-2.00***	-2.57***	-2.13***	-2.79***	1.87***	-2.22***	2.23***	-0.7***	-2.81***	-1.75***	-2.09***	-1.10***	-2.99***
		(-0.24)	(-0.34)	(-0.19)	(-0.38)	(-0.27)		(-0.28)	(-0.31)	(-0.26)	(-0.32)	(-0.17)	(-0.22)	(-0.21)	(-0.14)	(-0.40)	(-0.20)	(0.30)	(0.28)	(0.26)
Fiscal	(+)	-0.98*	0.02	-0.02	-0.66		-7.12	-1.93***	-0.1	-0.92*	-1.4***	-0.32**	-0.24*	-1.28***		-1.48***	-0.02	0.01	-0.06*	
		(-0.52)	(-0.73)	(-0.40)	(-0.79)		(-4.77)	(-0.62)	(-0.52)	(-0.54)	(-0.42)	(-0.14)	(-0.13)	(-0.26)		(-0.44)	(0.04)	(0.05)	(0.03)	
Open	(-)	-0.07	-0.24***	-0.08**		-0.2***	-1.32***	0	-0.23***	-0.03	-0.12**	-0.02	-0.19***	-0.35***	0.06***	-0.06	0.58	0.9	0.06	
		(-0.05)	(-0.06)	(-0.03)		(-0.05)	(-0.38)	(-0.05)	(-0.04)	(-0.04)	(-0.06)	(-0.04)	(-0.04)	(-0.06)	(-0.02)	(-0.05)	(0.59)	(0.61)	(0.54)	
																	(0.52)	(0.63)	(0.43)	
Loading coeff.		-0.03	0.00	-0.14	-0.13**	0.04	0.04***	-0.11	0.08	-0.14	-0.05	-0.07	0.11	0.05	-0.25	-0.09	0.00			
		(-0.11)	(-0.05)	(-0.11)	(-0.06)	(-0.09)	(-0.01)	(-0.09)	(-0.08)	(-0.10)	(-0.07)	(-0.12)	(-0.10)	(-0.10)	(-0.22)	(-0.08)	(-0.12)			
R2		0.32	0.32	0.45	0.36	0.24	0.41	0.24	0.32	0.31	0.45	0.30	0.27	0.24	0.48	0.48	0.32			
Log likelihood		1,018.6	992.8	1,054.5	923.3	813.5	863.5	818.9	820.2	911.3	619.3	1,010.0	969.7	857.7	730.0	508.9	873.2			
AIC criteria		-27.5	-27.7	-27.5	-25.5	-22.0	-23.6	-22.2	-22.3	-25.1	-16.9	-27.2	-26.3	-22.8	-28.1	-20.4	-27.2			
Schwarz criteria		-22.7	-24.7	-21.0	-21.8	-18.4	-20.0	-18.6	-18.6	-21.5	-14.2	-22.5	-21.6	-18.0	-22.9	-17.5	-22.6			
Lag structure		2	1	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	
Cointegration rank																				
Trace		1	1	3	0	1	1	1	2	1	1			
Eigenvalue		1	1	2	1	1	1	1	2	1	1			

Source: staff estimates



IMF Working Paper

Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness

Brieuc Monfort

IMF Working Paper

Western Hemisphere Department

Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness

Prepared by Brieuc Monfort¹

Authorized for distribution by Martin Mühleisen

May 2008

Abstract

This Working Paper should not be reported as representing the views of the IMF.

The views expressed in this Working Paper are those of the author(s) and do not necessarily represent those of the IMF or IMF policy. Working Papers describe research in progress by the author(s) and are published to elicit comments and to further debate.

This paper analyses the evolution of Chile's trade between 1990 and 2007, studying in particular the impact of trade liberalization in addition to traditional price and demand determinants. The results show that export and import flows are mainly responsive to external and domestic demand, and less so to relative prices, although there is a small impact on imports. In addition, the analysis suggests that trade liberalization may have played a role in increasing exports and imports. Estimations of trade elasticities for other countries in Latin America tend to confirm the results found for Chile.

JEL Classification Numbers: F1

Keywords: trade elasticities, trade liberalization; competitiveness.

Author's E-Mail Address: bmonfort@imf.org

¹ I would like to thank seminar participants at the IMF and at the Banco Central de Chile, for many helpful comments and suggestions, and in particular, Rodrigo Caputo, Olga Fuentes, Martin Mühleisen, Ludvig Söderling, and James Walsh. Zlatko Nikoloski provided excellent research assistance. All remaining errors are mine.

	Contents	Page
I.	Introduction.....	3
II.	Methodology	5
III.	Estimations at the Aggregate Level	7
	A. Exports	7
	B. Imports	9
	C. Short-Term Dynamics and Dynamic Contributions	11
IV.	Robustness Analysis	13
	A. Sectoral Estimations.....	13
	B. Alternative Specifications for the Export Equation	15
V.	Estimations for Latin American Countries	20
VI.	Concluding Remarks.....	23
	Appendix	
	Data	24
	Annex Tables	
1.	Database Used.....	24
2.	Descriptive Statistics.....	26
3.	Main Trade Partners of Chile and Trade Agreements	28
4.	Income and Price Elasticities for Exports and Imports: A Few Comparative Results	29
5.	Sensitivity to the Lag Structure.....	30
6.	What Explains the Differences of Elasticity by Export Sector.....	31
7.	Principal Export Products in a Selection of Latin America Countries	32
	References.....	33

I. INTRODUCTION

Over the past three decades, Chile has experienced one of the most rapid increase in external trade in Latin America. Since the implementation of an ambition reform agenda in the mid-1970s, the annual average growth of trade volume has been of 8 percent, second only to Mexico and about 2 ½ percentage points higher than the average in Latin America. Between 1990 and 2007, trade openness, measured as the sum of exports and imports of goods and service to GDP has increased from 49 percent of GDP to 65 percent of GDP. Although a considerable part is accounted for by a threefold increase of copper prices, when excluding copper and correcting for its effect on price changes, the non-copper trade ratio has actually increased by about 12 percentage points of GDP over the same period.²

The trend reflects both import tariff reduction and an active trade policy pursued by Chile over the past decade. Between 1998 and 2002, Chile gradually reduced its import tariff rate from 11 to 6 percent. It also signed a number of trade or association agreements with its main trading partners, which leads, as of 2007, to an effective tariff rate of 2 percent much lower than the nominal rate. Chile ratified during the second half of the 1990s a number of trade agreements, mostly with neighboring countries. Since 2003, it has ratified in quick succession free trade agreement (FTA) with its major trading partners (the European Union, the United States, China, and Japan). As a result, the share of trade covered by trade agreements has jumped from 25 percent at end-2002 to 83 percent by end-2007.³

Trade has expanded despite an appreciation of the real exchange rate in the wake of the copper boom. Exports diversified beyond copper before the 1990s, although copper remained the principal export representing about 2/5 of export values before the sharp increase of the price of copper in 2003. The appreciation of the real effective exchange rate (REER) has only been around 22 percent during 2003-07. The relatively muted impact of the commodity boom on the REER is due in part to the ownership structure in the mining sector, where half of copper mines are owned by foreign companies, as well as to Chile's macroeconomic framework. The structural fiscal rule has led to saving abroad a large

² Over 1990-07, total trade increased by 17 percentage points of GDP, of which 12 percentage is accounted by copper exports and the rest by non-copper trade. However, the increase of copper price also inflates the export and GDP deflators. The methodology used here to correct for this consists simply of holding constant copper prices at their level of 2003. Holding prices at their 2004 level gives a nominal GDP lower by 14 percent and an increase of non-copper trade by 12 percentage points of GDP. Holding copper prices at their 2004 or 2005 level would give a nominal GDP deflator lower by respectively 11 and 8 ½ percent.

³ Some features of Chile's trade policy are worth emphasizing (see Schiff, 2002). Chile has actively sought trade treaties with "Northern" countries, which are those that are considered to give the most in terms of welfare improvement. In addition, Chile has pursued this policy not just to expand market shares in partner countries or to benefit from cheaper imports, but also with the aim of attracting foreign investment and become an export hub for countries within its web of trade alliances.

Figures 1-6. Chile: External Trade Indicators

Fig. 1: Growth and contribution of exports 1/

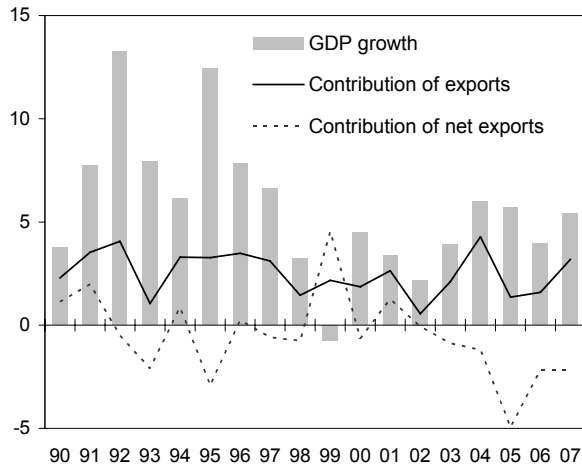


Fig. 2: Tariff rate (lhs) and trade covered by FTA or trade cooperation/association agreements (rhs) 1/ 2/

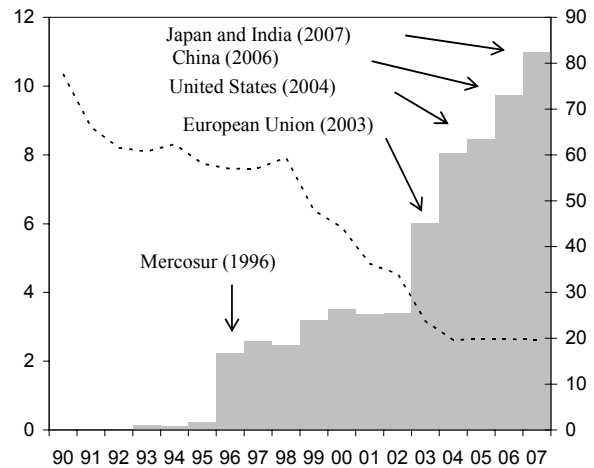


Fig. 3: Trade flows (as share of GDP)

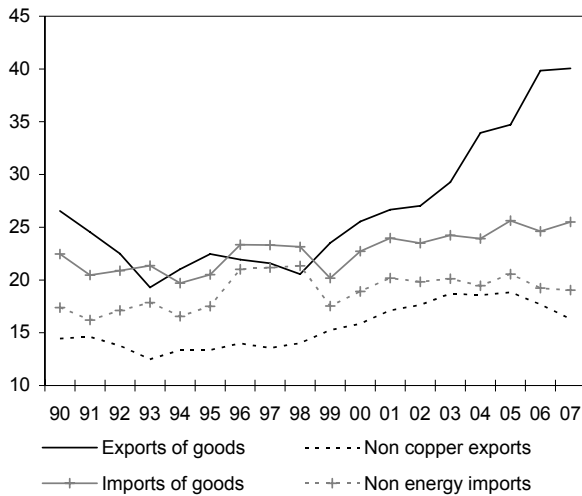


Fig. 4: REER indexes (1990 = 100) and copper price

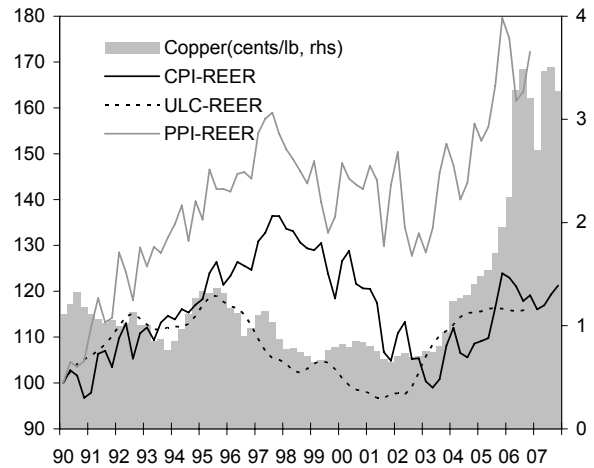


Fig. 5: Export market share to the world 1/

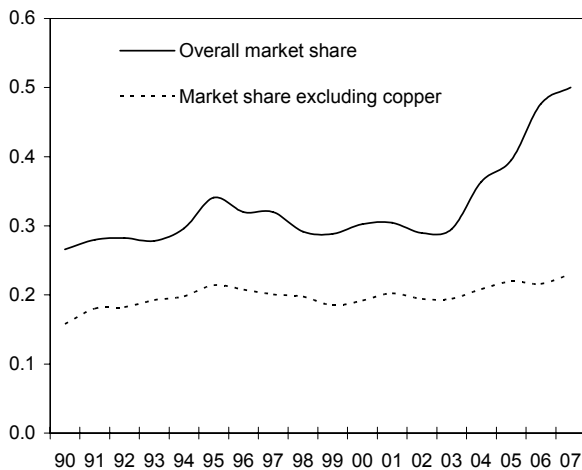
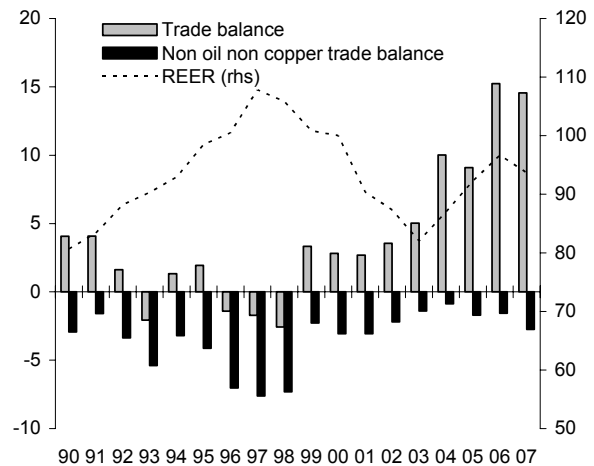


Fig. 6: Trade balance as share of GDP and REER



1/ For 2007, Q1-Q3.

Sources: Banco Central de Chile and staff estimates.

2/ Inbound tariff on imports, national accounts data.

fraction of the windfall gains from high copper price, while the inflation targeting framework has anchored price stability. Despite the appreciation, the market share of Chilean exports in the world has continued to increase between 2003 and 2007 while non copper export volume has continued to expand at a healthy growth rate over 5 percent. Higher import growth than export growth has also led to a slight deterioration of the non-commodity trade balance. The deterioration of the non-copper non-energy trade balance nonetheless remains contained compared to the situation in the second half of the 1990s.

This paper attempts to shed light on the impact of these determinants on Chile's external trade. In addition to traditional demand and price variables, we also specifically analyze the impact of trade liberalization. After discussing the methodology to assess the evolution of trade flows (Section II), the analysis is performed either at the aggregate level, by focusing on non-copper exports and non-energy imports (Section III), or at a disaggregated level (Section IV). We also assess the robustness of the results by adding additional determinants. The estimation of trade elasticities for other countries in Latin America (Section V) allows to put the results in perspective.

II. METHODOLOGY

The analysis uses the conventional treatment of trade flows as a function of real income and relative prices. Export volumes are assumed to depend on world demand addressed to the country and on external competitiveness while import volumes are modeled as a function of domestic demand and internal competitiveness. An important additional variable added to both the export and import equations is the one capturing the impact of trade liberalization that occurred during the period of analysis. The robustness of the export results is also tested when variables capturing either supply factors or the impact of the exchange rate regime are added.

Given the non-stationarity of the variables of interest, we use cointegration techniques for the estimation. The preferred methodology is the cointegrated VAR approach of Johansen (Johansen, 1991; Juselius, 2005), which allows to test for the number of cointegration relations in a system of equations, and encompasses both the long-run and the short term dynamics. However, as this methodology could be exposed to problems of misspecification and small sample problems, we test the robustness of the results by performing regressions using the Dynamic OLS (DOLS) of Stock and Watson (1991), which tend to present less dispersion in small samples. For the sake of simplicity, only the most important results obtained by DOLS are reported.⁴

⁴ To be more specific about the methodologies used, let z_t be the vector of endogenous variables (x, y, p) representing, say, export volume, external demand, and external competitiveness. For simplicity additional variables are neglected. The Johansen procedure estimates the following equation:

(continued...)

Standard tests help define the specification of the VAR model. The lag structure of the unrestricted VAR is determined based on the AIC and BIC information criteria. An inspection of the residuals of the unrestricted VAR suggests whether dummies should be included or not. Bera-Jarque tests and Box-Pierce tests check that the residuals of the VAR are normal and not autocorrelated. The cointegration rank is then determined using the trace and the eigenvalue tests. In the most general form, the VAR includes a constant in the cointegration vector and in the short-term dynamics, but the presence in the cointegration vector of a trend, capturing for example increased openness, is also tested occasionally.

The analysis focuses on the magnitude and significance of demand and price elasticities, as well on the loading coefficient to the long-term relations. One expects the demand elasticity to be positive for both exports and imports. If competitiveness is measured by the same indicator for exports and imports, such as the REER (with an increase representing a real appreciation), the price elasticity should be positive for imports but negative for exports. In this case, the condition of Marshall-Lerner is fulfilled if the sum of the absolute value of import price and export price elasticities is above one. This condition ensures that the real exchange rate plays a correcting role for an imbalance of the trade balance in the long-run; for example, a real depreciation leads to an improvement of the trade balance by boosting exports and reducing imports. Another coefficient of interest is the loading coefficient to the cointegration relation, which shows the speed of adjustment to disequilibrium in the long run relation. A temporary increase of trade volume above its long term value in one period should lead, all things being equal, to a decline of trade volume growth in the following periods, until the disequilibrium is absorbed.

All data are quarterly, spanning 1990Q1-2006Q4.⁵ The data set has been constructed using time series from the balance of payments and the national accounts, as available from the Central Bank of Chile (BCC) and the Statistical Institute (INE), as well as information from other databases (WEO and DTS from the IMF, COMTRADE, and Haver Analytics). The sample period has been determined by data availability. Although the period is relatively short, it covers a full cycle of appreciation and depreciation of the real exchange rate. For the

$\Delta z_t = \sum_{l=1}^{l=k-1} \Gamma_l \Delta z_{t-l} + \alpha \beta' z_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t$ where α is a scalar of loading coefficients to the cointegration relations, k the lag structure, and μ_t a term representing a constant and possibly also a trend. Assuming a unique cointegration vector $\beta' z_{t-1}$ and normalizing for export volume, the long run relation can be expressed as: $x_{t-1} = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 p_{t-1} + \beta_0$ where β_1 represents the demand elasticity and β_2 the price elasticity.

By contrast, the DOLS methodology assumes the existence of a single cointegration relation and estimates the following long run relation: $x_t = \beta_1 y_t + \beta_2 p_t + \sum_{l=-k}^k \gamma_{1,l} \Delta y_{t-l} + \sum_{l=-k}^k \gamma_{2,l} \Delta p_{t-l} + \beta_0$.

⁵ A summary of the database, as well as a complete description of the variables and of their statistical properties, is given in Annex Tables 1 and 2. Annex Table 3 provides descriptive statistics on the origin and destination of trade flows as well as on the chronology of trade agreements.

export equation, world demand was proxied by the weighted average of GDP of the partner countries, with the weights reflecting Chile's trade share, either at the aggregate or at the sector specific level. For the import equation, domestic demand is captured at the aggregate level by domestic demand excluding inventories or, for sector specific equations, by the relevant demand variable (e.g. private consumption for imports of consumption goods). Competitiveness is measured for both flows by the REER or by relative export or import prices, either at the aggregate or at the sector specific level. The impact of trade liberalization is captured by different variables, such as the implicit tariff rate, the share of trade covered by an association or free-trade agreement (sometimes loosely referred to in tables as "share of FTA"), or simply by a time trend.

III. ESTIMATIONS AT THE AGGREGATE LEVEL

This section presents the results for the long-term relations of exports and imports at the aggregate level. To abstract from commodity trade flows, which may display a different behavior from other flows, the aggregates considered are non-mining exports and non-energy imports. This section also provides estimates of short term equations and dynamic contributions to illustrate the importance of the determinants of trade. The next section will present some robustness analysis, in particular by estimating trade flows at the sectoral level.

A. Exports

The existence of a cointegration vector is sensitive to the specification of the VAR. We start by estimating the equation for non-mining exports using the Johansen approach. The AIC information criterion suggests the use of a VAR with 4 lags. In this case, both eigenvalue and trace tests suggest the existence of a single cointegration relation. The number of cointegration relations is sensitive to the lag structure, as with a reduced lag structure of three lags or less, cointegration tests suggest the absence of a cointegration relation (Annex Table 5).

The elasticity of exports to external demand is relatively high, a result robust to alternative specifications. Results for the export equations are reported in Table 1. In the baseline specification with 4 lags, the coefficient for external demand is highly significant, correctly signed, and relatively high, at 2.6. Specifications including a variable for trade liberalization show a similar high demand elasticity above 2. The coefficient is not significantly modified when a constraint of weak exogeneity is imposed on the model; the constraint is accepted by a likelihood ratio test. In addition, the estimation of the model by DOLS confirms the high elasticity of external demand.

By contrast, the price elasticity is generally not significant. In a model with only external demand and the REER, the elasticity to the REER is not significant. Including variables for trade liberalization does not improve the results. As the REER may impact export volume with a lag, alternative specifications for this variable were tried, for example, lagged variables or average over a number of lags. The coefficient remains not significant when

different lagged values of the REER were introduced. When an average of the REER over a given period was introduced, the average of the REER over the past five quarters was found to be significant. However, the result is clearly not robust, as using the average over the past four quarters is still insignificant, while a model with the REER averaged over the past six quarters suggests the existence of two cointegration relations.

Table 1. Equation of Non Mining Exports

	Estimation by VECM 1/							Estimation by DOLS			
	Baseline	Trade liberalization			REER		Baseline	Trade liberalization			
		Share of FTA		Linear trend	Tariff rate	First lag		Avg. 5 lagged quarters	Share of FTA	Linear trend	Tariff rate
		Uncons. trained	Weak exog.								
Cointegrating vector											
Demand	2.60* (0.13)	2.03* (0.16)	2.20* (0.35)	4.98* (0.16)	2.45* (0.21)	2.55* (0.10)	2.57* (0.15)	2.63* (0.08)	2.44* (0.49)	-0.59 (1.36)	0.91 (0.64)
REER	-0.03 (0.09)	0.07 (0.37)	0.17 (0.15)	-0.01 (1.76)	-0.14 (0.46)	-0.09 (0.07)	-0.67* (0.22)	0.18 (0.12)	0.17 (0.19)	0.31* (0.13)	0.80* (0.33)
Liberalization		0.00 (0.00)	0.26 (0.00)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.03)				0 (0.00)	-0.09* (0.04)	0.1* (0.04)
Loading coeff.	-0.41* (0.12)	-0.40* (0.08)	-0.45* (-0.09)	-0.31* (0.08)	-0.42* (0.09)	-0.52* (0.12)	-0.23 (-0.12)				
R2	0.56	0.58	0.55	0.59	0.61	0.61	0.49	0.97	0.97	0.97	0.98
Log likelihood	522.6	365.9	652.2	545.8	543.1	518.9	545.8	112.5	105.1	119.5	123.7
AIC criteria	-15.1	-9.4	-18.5	-15.5	-14.7	-15.5	-15.5	-2.8	-2.6	-2.9	-3.0
Schwarz criteria	-13.8	-7.3	-16.5	-13.9	-12.3	-14.1	-13.9	-2.1	-1.6	-2.2	-2.0
Lag structure	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
Prob. of LR test on restriction			0.20								

Source: author's calculations.

Notes: "*" denotes statistical significance at the 5 percent level; a bold coefficient denotes that it is significant and has the expected sign. Standard deviations are in brackets.

1/ The coefficient of export volume is normalized to -1 in the long-run relation, but to 1 for the loading coefficient.

Trade liberalization variables are not significant and do not seem to affect the magnitude of the demand coefficient. Trade liberalization is captured by three different variables: a linear time trend, the share of trade covered by trade agreements, or the tariff rate. In all three cases, the trade liberalization variable is not significant while the demand coefficient is generally little affected. In the estimation by DOLS, when the tariff rate or a linear trend are introduced, the world demand is no longer significant, but the trade liberalization variables are significant and correctly signed, which may suggest that the trade liberalization variable and the world demand variable may be competing to capture a similar effect of higher external demand addressed to the economy.

Other studies on Chile find similarly a high demand elasticity. Annex Table 4 provides a comparison of results from the literature on trade equations for Chile or for a selection of Latin American, emerging, or advanced countries. Demand elasticities are usually close or slightly above one in advanced economies, but tend to be higher though below two in Latin American countries. Studies on Chile using exports at a disaggregated level find similarly as here a high demand elasticity. For example, Cabezas, Selaive, and Becerra (2004), using volume data from the customs office broken down by destinations, find demand elasticities between 2.3-4.0 for exports to the United States and between 1.2-2 for other regions in the

world. Nowak-Lehman, Herzer, and Vollmer (2005) using sector specific data for a small number of products (salmon, fish, wood, copper, food...) also find demand elasticity between 1.5 and 5. By contrast, the macroeconomic projection model used by the Central Bank of Chile (BCC, 2003) finds a demand elasticity much lower, at 0.5, possibly because the model includes a term for domestic output to capture supply factors or because the impact of external demand is captured by the trade liberalization variable. This last study is closer to ours in terms of the aggregate considered, since it focuses on industrial exports, which represent the bulk of non-mining exports.

Results on external competitiveness are generally mixed in other studies, but, the impact of trade liberalization, when reported, is generally significant. At the aggregate level in the BCC model, industrial export volumes are not influenced in the long run by the REER, as here, but it plays a role in the short term dynamics. The coefficient of trade liberalization, proxied by the tariff rate, is also high and significant. For region-specific estimations, Cabezas, Selaive, and Becerra (2004) find elasticity to the REER of 0.2-0.8, but the significance of the REER disappeared when their model is estimated using panel cointegration. They do not include a term for trade liberalization. Finally, Nowak-Lehman, Herzer, and Vollmer (2005) find competitiveness significant in about half of their equations. Their indicator embeds both the impact of the exchange rate and of trade liberalization, as the sector-specific competitiveness indicator is a weighted average of relative price adjusted for the tariff rates. We will return to the non-significance of the trade liberalization and of the REER variable in the section devoted to analyze the robustness of our results.

B. Imports

Unlike for the export equation, cointegration tests give consistently one cointegration relation for the import equation. The results reported in Annex Table 5 are based on the estimation on non-energy imports, although an equation with total imports does not yield very different results. In the model with only the REER and domestic demand, the cointegration vector is present only in a model including 4 or 5 lags, but information criteria suggests the use of either 3 or 6 lags. By contrast, in the model which also include the share of trade covered by trade agreements, the existence of a unique cointegration vector is unaffected by the number of lags considered. As information criteria suggest the use of either a very small or a very large number of lags, we choose to retain 3 lags, after considering the significance of the coefficients in the short-term dynamics and the properties of the residuals.

The demand variable is strongly significant and can be constrained to unity in a model including trade liberalization proxied by the share of trade agreements. In the baseline model without trade liberalization, the estimation yields a demand elasticity close to 2.1. In this specification, the loading coefficient is not significant. When adding as a proxy for openness the share of trade covered by FTA, the coefficient of domestic demand declines to around unity. In addition, a likelihood ratio test on demand elasticity shows that the model accepts the constraint that this coefficient is equal to one, as it accepts the stronger constraint

of unit elasticity and weak exogeneity. In this interpretation, non-energy imports have a unit long-run elasticity with domestic demand, while the additional imports are all explained by trade openness. To some extent, the results are sensitive to the estimation technique, since the demand elasticity tends to be much lower in the model estimated by DOLS. In addition, alternative variables for trade liberalization, such as a time trend or the tariff rate, seem to compete with the impact of domestic demand as this variable ceases to be significant when they are included.

The REER has a significant impact for imports, unlike for exports. Although not significant in the baseline estimation with only demand and REER, the REER is significant and correctly signed in all other specifications. In the preferred specification with the share of FTA, the price elasticity is between 0.13-0.20 depending on whether the demand elasticity is constrained or not.

The results are broadly comparable to those of other studies. To our knowledge, there are no recent estimations of import equations at the aggregate level for Chile. The macroeconomic projection model of the BCC (2003) estimates import equations at the disaggregated level, and finds a demand elasticity equal to unity for consumer and capital goods, and slightly higher than unity for intermediate goods; for intermediate goods, the long term relation includes also a variable for the tariff rate and for the REER, with a coefficient higher than here at 0.47. Compared to advanced economies, the demand elasticity is slightly lower here, because part of the effect is captured by the trade liberalization variable, while the price elasticity is on the low side.

Table 2. Equation of Non-Energy Imports

	Baseline	Estimated by VECM 1/					Estimation by DOLS	
		Linear trend	Tariff rate	Uncons. trained	Share of FTA Unit elasticity	Weak exog.	Baseline	Share of FTA
Cointegrating vector								
Dom. demand	2.07* (0.53)	-0.59 (0.51)	-0.18 (0.70)	1.05* (0.09)	1 (c)	1 (c)	1.37* (0.04)	0.59* (0.24)
REER	-0.04 (0.17)	1.6* (0.56)	2.66* (0.45)	0.13* (0.06)	0.20* (0.06)	0.28* (0.06)	-0.24* (0.12)	1.02* (0.38)
Openness		0.03* (0.01)	-0.21* (0.05)	0.01* (0.00)	0.01* (0.00)	0.01* (0.00)		-0.09* (0.03) (0.93)
Loading coeff.	-0.07 (0.11)	-0.19* (0.05)	-0.16* (0.05)	-0.53* (0.13)	-0.55* (0.13)	-0.39* (0.07)		
R2	0.62	0.65	0.00	0.78	0.79	0.64		
Log likelihood	425.5	429.8	338.3	338.3	337.9	563.8	118.0	125.5
AIC criteria	-12.1	-12.2	-8.2	-8.2	-8.2	-15.6	-3.0	-3.3
Schwarz criteria	-10.8	-10.8	-5.6	-5.6	-5.6	-13.5	-2.1	-2.3
Lag structure	4	4	4	4	4	4	4	4
Prob. of LR test on restriction					0.37	0.06		

Source: author's calculations.

Notes: "*" denotes statistical significance at the 5 percent level; a bold coefficient denotes that it is significant and has the expected sign. Standard deviations are in brackets.

1/ The import volume coefficient is normalized to -1 in the long-run relation, but to 1 for the loading coefficient.

C. Short Term Dynamics and Dynamic Contributions

Using the long-run equilibrium relation obtained above, the short term dynamics of exports and imports are estimated by OLS. The acceptance of weak exogeneity constraints allowed us to study both export and import equations in a univariate setting. Table 3 presents the result of the estimation, first with all the coefficients with the appropriate lag structure, then after cleaning up for the insignificant coefficients. Although both equations capture the main dynamics of trade flows, the explanatory power of the short term equations are relatively poor: only 45 percent of the variance is explained for exports against close to 60 percent for import.⁶ The dynamics of the export equation are particularly poor, since the REER remains not significant in the short run. The only variable significant in the short term dynamics of exports is the lag of export growth. For imports, in addition to the lag of imports growth, the first lag of domestic demand is also significant.

Table 3. Short Term Dynamics of Export and Import Equations 1/

Non copper exports			Non energy imports		
	Initial	Final		Initial	Final
Long run			Long run		
Exports (-1)	1	1	Imports (-1)	1	1
External demand(-1)	-2.2*	-2.2*	Domestic demand(-1)	-1 (c)	-1 (c)
REER(-1)	n.s.	n.s. 0	REER(-1)	-0.28*	-0.28*
FTA(-1)	n.s.	n.s. 0	FTA(-1)	-0.7*	-0.7*
Short run			Short run		
Adjust. coeff.	-0.35*	-0.21*	Adjust. coeff.	-0.39*	-0.35*
d Export(-1)	-0.25*	-0.31*	d Import(-1)	-0.39*	-0.45*
d Export(-2)	0.08		d Import(-2)	-0.14	
d Export(-3)	0.05		d Import(-3)	-0.13	
d Price(-1)	-0.18		d REER(-1)	0.26	
d Price(-2)	0.02		d REER(-2)	0.16	
d Price(-3)	0.04		d REER(-3)	0.18	
d Ext. demand(-1)	0.65		d Dom. demand(-1)	1.70*	1.95*
d Ext. demand(-2)	1.21		d Dom. demand(-2)	0.65	
d Ext. demand(-3)	-0.81		d Dom. demand(-3)	0.22	
Dum99Q2	-0.09*	-0.11*	Dum00Q4	-0.20*	-0.23*
Dum98Q2	0.08*	0.09*			
Dum93Q3	0.11*	0.10*			
Dum95Q3	-0.07	-0.08*			
Constant	-2.59*	-1.52*	Constant	-2.36*	-2.08*
Summary statistics			Summary statistics		
Adj. R2	0.50	0.45	Adj. R2	0.55	0.57
Durbin-Watson	2.04	1.87	Durbin-Watson	1.72	1.84
Log likelihood	129.71	126.80	Log likelihood	115.44	109.04
Akaike criterion	-3.58	-3.63	Akaike criterion	-3.23	-3.15
Schwarz criterion	-3.08	-3.40	Schwarz criterion	-2.83	-2.99
Estimation period	91Q1	90Q3	Estimation period	91Q1	90Q3
	/ 06Q4	/ 06Q4		/ 06Q4	/ 06Q4

Source: author's calculations.

Notes: "*" denotes statistical significance at the 5 percent level.

1/ Sequential estimation of the long term and short term equations.

⁶ Those results are, however, only slightly smaller than those obtained in the macroeconomic model of the BCC (2003) on disaggregated data: the adjusted R2 is of 0.58 for manufacturing exports; of 0.69 for consumer goods imports; of 0.78 for investment goods imports; and of 0.65 for intermediate non-fuel goods imports.

The rates of convergence to the long-term relationships are relatively fast, with the half lives of deviations from the equilibrium relationships between 2 and 3 quarters. The loading coefficients to the equilibrium relationship are of 0.2 and 0.35 for exports and for imports, which indicates a half life of the deviation from the long-run equilibrium of 3 quarters and 2 quarters respectively. Note that these estimates are lower than the one obtained in the full VECM model above, of 0.4 for exports and 0.5 for imports. Exports adjust more slowly to a deviation from a change of external demand than imports to a change of domestic demand, possibly because responding to a growing world demand by increasing exports requires adjusting domestic production or creating new plants.

Dynamic contributions show that trade flows have been driven mainly by demand factors. The computation of dynamic contributions allows to visualize, for each period, the role of the explanatory variables. They are produced by inverting the polynomial structure of the equation. For export, the dynamic contributions only reflect the impact of domestic demand, given the non-significance of other variables. However, dynamic contributions allow to illustrate that the spike of Chilean exports in the mid-1990s and in the early 2000s are both the reflection of the evolution of world demand addressed to Chile. The equation presents significant negative residuals both in 1995 and in 2000, at the time of the Tequila crisis and in the aftermath of the Asian crisis, which may indicate that Chilean exports were also affected by supply factors, such as the drying up of domestic or external financing in these periods. Although the model captures broadly the pick up of Chilean exports in 2004-06, it does not explain the trend slowdown of export growth. Dynamic contributions for imports present a richer analysis: domestic demand explains the larger share of imports, and the model captures in particular the impact of the recession in 1999, or the pick up of domestic demand in 2004-05. Consistent with its low value in the long-term relation and its absence in the short-term dynamics, the REER plays only a marginal role. Finally, the development of trade agreements could explain in part the pick-up of imports in particular since 2000. The model tends to underestimate the recent increase in imports since 2004.

Figure 7. Dynamic contributions of non-mining exports 1/

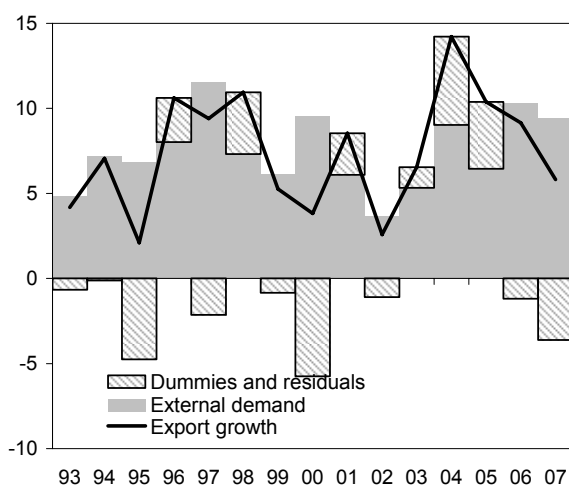
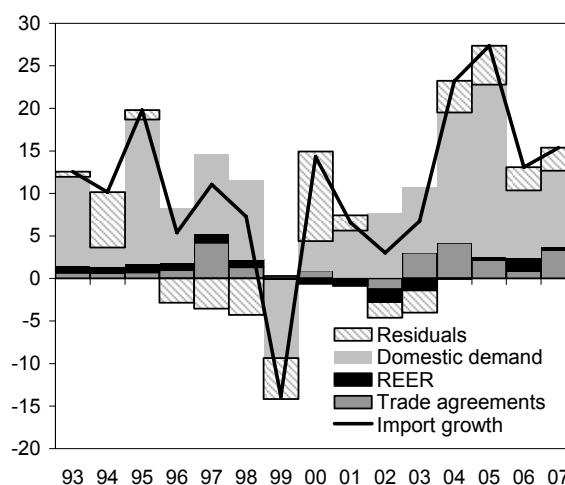


Figure 8. Dynamic contributions of non-energy imports 1/



1/ For 2007, out of sample projection based on 2007Q1-Q3.

In 2007, the equations fail to predict the slowdown of exports, but capture more closely the pickup of imports. Although the estimation period extends only until 2006Q4, the equations can be used for out-of-sample forecasts for 2007, using available data up to 2007Q3. Concerning exports, the continued expansion of the world economy and of demand addressed to Chile tend to predict a higher expansion of export than actually observed. It is possible that the growing residuals in 2006-07 reflect the delayed impact of the appreciation of the exchange rate. Regarding imports, strong domestic demand as well as the expansion of trade agreements at end-2006 could explain the rebound of imports in 2007. The appreciation of the exchange rate contributes only modestly to explain the increase of import volumes. In 2007 as in the preceding three years, the model, however, tends to underestimate the growth of non-energy imports.

IV. ROBUSTNESS ANALYSIS

This section tests the robustness of the results presented above by estimating trade equations at the sectoral level, and by enriching the set-up for the export equation. In particular, we attempt to shed light on why we cannot capture empirically a significant impact on exports of both the real exchange rate and of trade liberalization: is it related to an aggregation issue – which we address by running sectoral regressions - or to an omitted variable bias – which we address by enriching the set-up? On the import side, this section aims more simply at providing additional insights from a sectoral analysis.

A. Sectoral Estimations

Exports

We analyze the behavior of ten different categories of exports using sector-specific demand and relative prices. The database available allows for a breakdown of export volumes in ten different categories: agriculture, food, chemicals, forestry, paper, metallurgy, machinery, miscellaneous manufacturing items, copper, and non copper mining. For each category, we construct sector specific demand and sector specific relative prices. World demand specific for each category is constructed using information from COMTRADE, which provides a breakdown of exports by products *and* by destination. Sector-specific demand is a weighted average of GDP of trade partners, the weights being proportional to the destination of trade for each specific product. For sector-specific prices, we use international copper prices for mining exports and Chilean export prices over manufacturing prices in advanced economies for other exports.⁷ Regressions are also performed using simply the

⁷ More specific competitors' price would have been better, but are not always available. For agriculture, food, and forestry, we have also tried to use alternative relevant prices. For example, as the bulk of agricultural exports consist of grapes exported to the US, we have tried to use the U.S. CPI index for fruits as the relevant competitor price; in this case, the demand elasticity is significant, but still not the price elasticity.

REER as an indicator of external competitiveness. As our focus here is on the price elasticity, we do not include proxy for trade liberalization.

The results confirm the strong impact of external demand. For all export categories, demand elasticity is significant and above unity. Demand elasticity tends to be higher for some of the sectors which experienced high volume growth during the period, such as forestry or machinery, with an average volume growth over 10 percent. But this is not always the case: the metallurgy sector experienced a high volume growth, but the demand elasticity is relatively lower; by contrast, demand elasticity for mining is high, but the volume growth has only been around 6 percent annually.

Aggregation issues do not seem to explain the non-significance of the REER at the aggregate level as external competitiveness indicators are also insignificant for most of the sectors. The REER is only significant for metallurgy, while relative prices are significant for forestry, metallurgy, and copper. It is possible that these sectors are more responsive to world competition, as the bulk of domestic production in these sectors is exported.⁸ Interestingly, the model captures a high demand elasticity and a significant price effect for copper. This is rather at odds with the recent copper boom, where despite a sustained world demand and skyrocketing of prices, copper export volumes have remained sluggish for most of 2006, in part because of technical problems (landslides or labor tensions in some of the main mines).

Table 4. Estimation of the Export Equation by Sector (DOLS estimation)

	Non mining sectors								Mining	
	Agri.	Food	Forest.	Paper	Chem.	Ind.	Mach.	Misc.	Copper	Non copper
With REER:										
Demand	1.99* (0.12)	3.49* (0.13)	3.24* (0.15)	1.84* (0.11)	4.32* (0.12)	1.59* (0.25)	3.74* (0.25)	1.16* (0.10)	3.13* (0.10)	3.25* (0.11)
REER	0.28 (0.28)	0.72* (0.23)	-0.47 (0.26)	-0.06 (0.27)	-0.11 (0.24)	-2.47* (0.41)	2.36* (0.29)	0.69* (0.17)	0.70* (0.16)	1.19* (0.17)
With export prices:										
Demand	0.95 (0.59)	3.57* (0.28)	2.83* (0.19)	1.90* (0.12)	4.31* (0.12)	0.97* (0.40)	4.34* (0.40)	1.35* (0.19)	3.45* (0.09)	3.19* (0.12)
Price	-0.83 (0.60)	0.55 (0.32)	-0.66* (0.19)	0.43 (0.42)	-0.02 (0.22)	-0.84* (0.41)	0.08 (0.94)	0.51 (0.57)	-0.12* (0.04)	0.26* (0.06)

Source: author's calculations.

Note: *denotes significance at the 5 percent level. Bolded coefficient if significant and correctly signed.

Imports

We then estimate import equations for four import categories: consumer goods, capital goods, intermediate goods excluding energy, and energy. The equations presented use the

⁸ See Annex Table 6 for descriptive statistics on the characteristics of each export sectors in terms of productivity, employment, world market share, etc.

same regressors as the baseline equation, as well as sector specific regressors, both for price and for demand. For example, private consumption, machinery investment, and aggregate GDP are used as proxy for sector specific demand, while the sector specific price is the difference between import prices from the balance of payments and the deflator of the relevant sector from the national accounts.

Sector specific equations tend to yield higher demand elasticity than at the aggregate level and mixed results for price elasticity. Demand elasticities are of 1.6-2.5 for consumer imports, 1.3-2.0 for capital imports, 0.7-1.3 for intermediate goods, and 0.9-1.2 for energy imports. The proxy for trade liberalization is significant for intermediate goods and for energy, but not for consumer and capital goods. Price elasticities are significant for each categories of import for at least one specification. Overall, the REER tend to perform poorly compared to sector-specific prices. When significant, price elasticities are in the range of 0.3-1.2, which is higher than the results obtained at the aggregate level.

Table 5. Import Equation by Sector (DOLS estimation) 1/

	Consumer goods						Capital					
	Baseline		Household cons.		Import prices		Baseline		Machin. invest.		Import prices	
Demand	1.86*	1.63*	1.82*	1.83*	2.34*	2.44*	1.46*	1.74*	1.29*	1.73*	1.48*	2.03*
	(0.04)	(0.18)	(0.05)	(0.18)	(0.22)	(0.26)	(0.06)	(0.25)	(0.05)	(0.23)	(0.07)	(0.16)
Price	0.00	0.41	-0.02	-0.01	0.42*	0.54*	-0.10	-0.44	0.62*	0.20	0.37*	-0.23
	(0.13)	(0.31)	(0.13)	(0.32)	(0.21)	(0.24)	(0.19)	(0.42)	(0.17)	(0.32)	(0.13)	(0.20)
Liberalization	0.00		0.00		0.00		0.00		-0.01*		0.01*	
	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	
	Intermediate goods, excl. energy						Energy					
	Baseline		GDP		Import prices		Baseline		GDP		Import prices	
Demand	1.22*	0.93*	1.27*	1.08*	1.13*	0.69*	1.10*	0.58*	1.18*	0.68*	1.08*	1.01*
	(0.05)	(0.15)	(0.07)	(0.16)	(0.14)	(0.12)	(0.05)	(0.19)	(0.07)	(0.21)	(0.13)	(0.15)
Price	-0.65*	-0.17	-0.53*	-0.15	-0.26	0.31*	0.36*	1.16*	0.46*	1.20*	-0.04	-0.11
	(0.16)	(0.26)	(0.16)	(0.23)	(0.17)	(0.12)	(0.16)	(0.33)	(0.15)	(0.30)	(0.06)	(0.11)
Liberalization	0.01*		0.00*		-0.01*		0.01*		0.01*		0.00	
	(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)		(0.00)	

Source: author's calculations.

1/ For each sector, we perform three sets of regressions with or without the FTA variable:

- the baseline regression uses aggregate domestic demand and the REER;
- the second regression uses a sector specific proxy for demand;
- the third regression uses both sector specific demand and sector specific price.

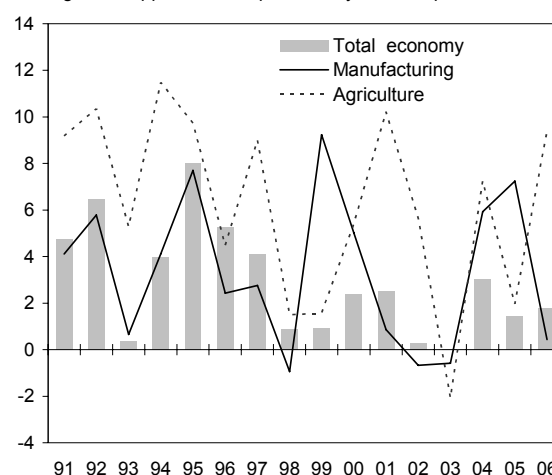
B. Alternative Specifications for the Export Equation

Why is the REER not significant?

The results above have failed to explain the non significance of the REER in the export equation, a situation which may be related to an omitted variable bias. We have explored earlier the possibility that the non-significance of the REER is due to lags in its influence or

to an aggregation problem.⁹ However, both failed to provide convincing evidence. This non significance is surprising, both because one expects the REER to be one of the major determinants from a theoretical perspective and because other earlier studies found it significant. In one of the earliest study on the subject, De Gregorio (1984) argued that, as a small open economy with no monopolistic power, Chile is confronted to an infinitely elastic demand from abroad. In this case, the supply of exports should be a function of relative prices rather than external demand. This is the opposite of our results. He also includes in his regression a variable to capture production constraints. This points to one possible omitted variable bias, related to supply factors. A second possible omitted variable we also explore is related to the exchange rate regime and specifically to exchange rate volatility.¹⁰

Figure 9: Apparent labor productivity of the export sectors



The good export performance of the late 1990s despite the appreciation of the REER at the time also argues for the importance of supply factors. Guergueil and Kaufman (1998), studying the impact of the REER appreciation that run throughout most of the 1990s, argue that the loss of competitiveness associated with the appreciation of the peso had then been offset by productivity gains. A casual glance at the data (Figure 9) also suggests that export volume growth in the mid-2000s has been associated with a renewed expansion of the productivity of the export sectors, while the significant rise in unemployment in early 2000s, related to the economic crisis in 1999, could reflect some constraints on the production side also affecting exports.

⁹ Another dimension of data heterogeneity mentioned earlier and explored by Cabezas et al. (2004) is related to the destination to different export markets.

¹⁰ Another possibility is that, in a country with a major commodity export, namely copper, the impact of the REER may already be captured external demand, as external demand is correlated with commodity price and the REER. To some extent, the current appreciation of 2003-07 or the previous episode in the mid-1990s are somehow related to the increase of copper price. However, in the VECM setting, this effect is not captured by a second cointegration relation.

Table 6. Introducing Supply and Exchange Rate Volatility Factors in the Export Equation

	Baseline	Supply variable			With exchange rate volatility			
		Output	Unemp- loyment	Produ- ctivity	NEER 3 mths	NEER 5 mths	NEER 7 mths	NEER 9 mths
Cointegrating vector								
Demand	2.60* (0.13)	2.48* (0.32)	2.61* (0.13)	2.83* (0.36)	2.46* (0.35)	2.59* (0.12)	2.58* (0.10)	2.59* (0.14)
REER	-0.03 (0.09)	-0.47 (0.85)	0.08* (0.01)	0.11 (0.36)	-1.34* (0.12)	-0.59* (0.04)	-0.53* (0.04)	-1.15* (0.06)
Supply		-0.12 (0.45)	0.00 (0.01)	-0.37 (0.36)				
Volatility					-0.61* (0.12)	-0.17* (0.04)	-0.1* (0.04)	-0.21* (0.06)
Loading coeff.	-0.41* (0.12)	-0.20* (0.06)	-0.41* (0.10)	-0.54* (0.14)	-0.03 (0.02)	-0.26* (0.06)	-0.35* (0.08)	-0.23* (0.05)
R2	0.56	0.53	0.60	0.63	0.53	0.62	0.65	0.62
Log likelihood	522.6	543.1	273.0	750.7	269.2	265.8	265.9	265.1
AIC criteria	-15.1	-14.7	-14.1	-20.9	-12.6	-12.8	-14.1	-13.3
Schwarz criteria	-13.8	-12.3	-11.5	-17.8	-10.2	-10.3	-11.7	-10.9
Lag structure	3	4	4	4	3	3	3	3

Source: author's calculations.

However, introducing supply factors in the equation does not improve the results on REER. We use alternative proxies for supply factors, the productivity in the economy, measured either directly by domestic output, by the aggregate TFP, by the apparent labor productivity of export sectors (measured as a weighted average of productivity in agriculture and manufacturing), or by constraints in the labor markets, proxied by the rate of unemployment. However, the results (reported in Table 6) show that these factors are not significant in the long term relation. Besides, the results concerning external demand or REER are not modified in these alternative specifications.

A second possible omitted variable is related to the exchange rate regime. In particular, Chile moved from a crawling peg to a flexible exchange rate in 1999. The move to a flexible exchange rate seems to have led to a greater volatility of the exchange rate and thus could have hurt exports. At the same time, the impact of higher volatility on export decision is unclear, since firms may react to higher exchange rate uncertainty by higher recourse to hedging instruments. A cross-country study on the relation between exchange rate volatility and trade flows by Clark, Tamirisa, and Wei (2004) finds some evidence of the detrimental impact of exchange rate volatility, but also argues that the relation is not robust to reasonable perturbation of the specification linking bilateral trade to its determinants. In the following estimations, we measure volatility as the standard deviation over a given window of monthly changes of the NEER.¹¹

¹¹ Alternative measures of volatility could focus on the REER or on the U.S. dollar / Chilean Peso exchange rate if most exports are traded in U.S. dollars

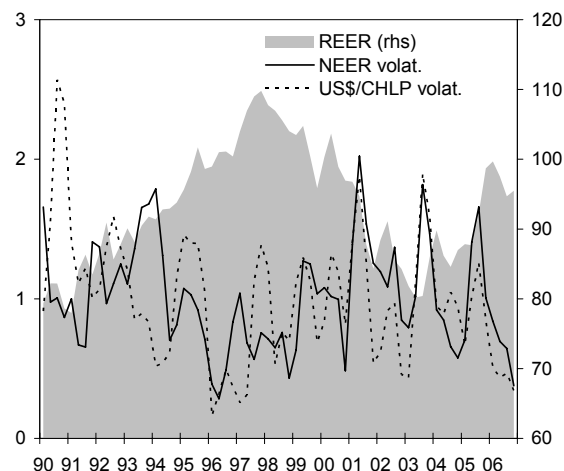
In the specification with volatility, both the volatility variable and the REER are significant and correctly signed, but the coefficients are relatively unstable. Table 6 reports the results using the volatility of the NEER over a window of 3, 5, 7, and 9 months. In all cases, both the REER and the volatility indicator are significant and correctly signed. The price elasticity is between 0.5-1.3.

However, although cointegration tests only indicate the existence of a unique cointegration vector, it may well be that what is captured is a negative correlation between exchange rate volatility and the level of the REER

(Figure 10). This could explain why the coefficients are jointly significant, broadly proportional, and relatively unstable. Although it is not clear why we should have historically this relation over the sample, one possible reason for the negative relation between volatility and the level of the REER could be that foreign exchange market participants expect the exchange rate to stabilize when the

REER is high, possible because of direct intervention of the central bank (until 1999) or indirect intervention.¹² For these reasons, and given that other authors question the introduction of volatility variables in trade equation, we do not interpret this result as definite empirical evidence of the impact of REER on export volume.

Figure 10. REER and exchange rate volatility 1/



1/ Volatility is measured as a standard deviation of the relevant exchange rate over a window of 9 months.

Why is trade liberalization not significant?

As for the REER, the non significance of trade openness in the baseline export equation contrasts with the results obtained in other studies as well as from general predictions of theoretical models. As mentioned earlier, Nowak-Lehman, Herzer, and Vollmer (2005) and BCC (2003) find significant impacts of trade liberalization, measured in both case by tariff rates. Theoretical models also argue for benefits from FTA, although mostly from non-trade channels. For example, Cabezas (2003) sees some benefits of the FTA with the USA based on a theoretical model, although the positive effects come mainly through reduced risk premium or increased foreign direct investment, rather directly from trade. Chumacero, Fuentes, and Schmidt-Hebbel (2004) argue that the main effect of FTA should come through a reduction of risk-premium or improved factor productivity. At the same time, they expect the trade impact of the treaties signed with the European Union in 2003 or the USA in 2004

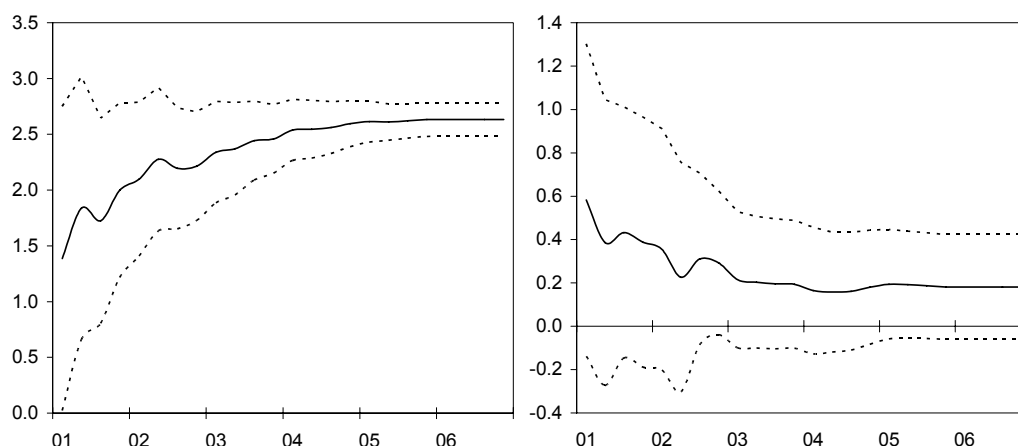
¹² For example, in 2007, responding to concerns of the export sector about the appreciation of the dollar, the government issued peso-denominated bonds instead of converting in peso dollar revenues, arguing that, despite the overall record fiscal surplus, it faces a small fiscal deficit in peso. This decreased the pressure on the exchange rate in the foreign exchange market.

to be small, given the already high degree of trade openness of Chile.

We discuss below two analyses, one based on recursive estimation, which tends rather to support the growing impact of trade liberalization on the economy, and another based on the expansion of world trade, which tends to weaken the case for the impact of trade liberalization.

Recursive estimations suggest that the high coefficient of income could already capture the impact of trade liberalization. As noted earlier, the elasticity of export to external demand is larger than those obtained for advanced economies. Could the high elasticity in Chile already capture part of the impact of the policy of trade openness? To shed light on this question, we estimate the baseline export equation recursively. The starting point of the estimation period is always 1990Q1, but the end-point is shifting from 2001Q1 to 2006Q4. As seen in Figure 11, the elasticity to external demand is increasing over the most recent period, where the share of trade covered by FTA increased significantly. By contrast, before the rapid expansion of trade association in the early 2000s, the demand coefficient was closer to those found for other countries, slightly above unity. We note also that price elasticity remains insignificant whichever end point is considered.

Figure 11. Recursive estimates of external demand elasticity and of REER elasticity (with 2 standard deviations)



A second direction consists in using partners' imports as a proxy for external demand, which allows to abstract from the increase of trade related to the expansion of world trade. As an alternative demand indicator, we use the weighted average of partners' import volume. This specification allows to analyze whether the high income coefficient is the result of Chile's trade policy or is the result of the global expansion of world trade. Similarly to the baseline export equation presented above, the equation is very sensitive to the specification of the VAR. The AIC criterion would lean toward a long lag structure, the Schwarz information criterion for a shorter lag structure, but a cointegration vector is only present for an intermediate lag structure. This invites to take the following results with great caution. Using a VECM with 4 lags, both the income and price elasticity are significant and with the expected sign.

Demand elasticity to partners' imports is lower than unity - while price elasticity becomes significant (Table 7). As expected, the income elasticity is lower than in the model with partners' output, but surprisingly the coefficient is below unity, which seems at odds with the increase of the export market share of Chile over the sample period. This difference could be explained either by the specificity of Chile's exports markets (more dynamic than the world in general) or by some contrasting evolutions of GDP and import deflators. Introducing different measures of trade openness in the equation with partners' import tend to yield poor results and further evidences that the income variable is competing with the trade openness variable. One merit of the last exercise, however, is to highlight that part of the high income elasticity in Chile is the result not just of its trade policy but also of the overall increase of world trade. In addition, with this specification, the elasticity to the REER is significant and correctly signed.

Table 7. Equation of Non Mining Exports using Partners' Imports

	Baseline		Proxy for openness		
	DOLS	VECM	Share FTA	Linear trend	Tariff
Cointegrating vector					
Income	0.85* (0.02)	0.85* (-0.11)	0.68* (0.12)	-2.68* (0.62)	0.02 (0.20)
Price	-0.21* (0.10)	-0.23* (-0.02)	-0.07 (0.16)	1.45* (0.30)	1.19* (0.39)
Openness			0.00* (0.00)	0.30* (0.05)	-0.15* (0.04)

Source: author's calculations.

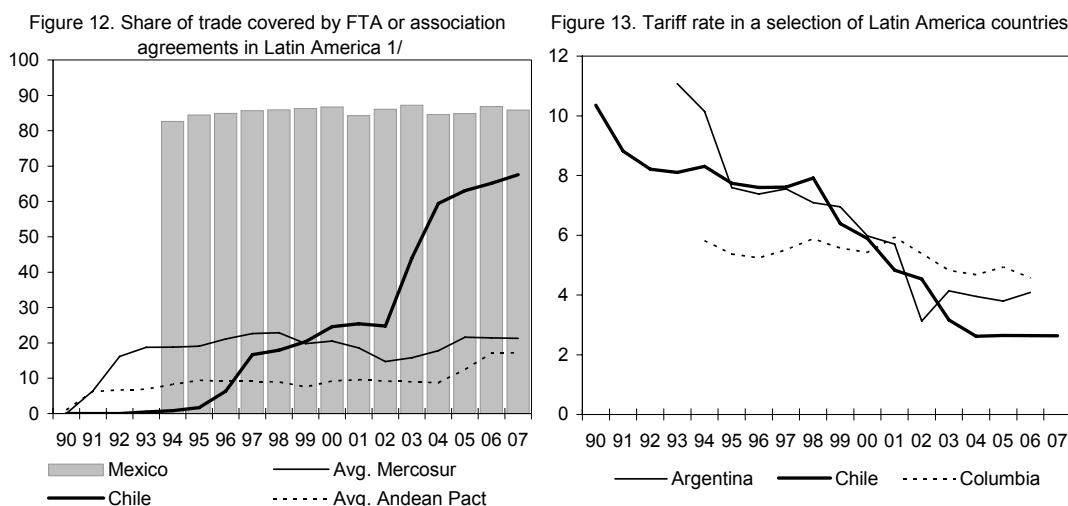
V. ESTIMATIONS FOR LATIN-AMERICAN COUNTRIES

This last section attempts to put the results on Chile into perspective by estimating trade equations for a sample of Latin American economies. As with Chile, other countries have experienced large swings in the real exchange rate, partly induced by changes in commodity prices and have also engaged in trade agreements since the 1990s. In addition, many countries have also engaged in trade association or free-trade agreements, or are currently negotiating such agreements. For reason of data availability, the regressions are run on trade volume of goods and services, using data from the national accounts.¹³

With Mexico, Chile is the Latin American countries most engaged in trade liberalization. One specificity of Chile's trade agreements is that they progressively covered an increasing share of exports. The experience of Chile is slightly different from other countries: Mexico signed in 1994 the NAFTA with Canada and the United States, which immediately covered the bulk of its trade. Additional trade agreements with first-world economies, such as the European Union in 2001 and Japan in 2005, only added marginally to

¹³ See Annex 1 on the sources of the data used.

the share of trade covered by FTA. By contrast other Latin American countries mostly signed trade agreements with regional neighbors, which only covered a small fraction of trade, around 10 or 20 percent as most trade flows are with countries outside the region (Figure 12). For example, the Mercosur was signed in 1991 between Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay. The Andean Pact, encompassing Colombia, Ecuador, Bolivia, Peru, and Venezuela, also received new impetus in the early 1990s.¹⁴ Both trade blocks signed cooperation agreement with another in 2004 and 2005. In addition, Peru and Colombia signed FTA with the USA in 2005 and 2006, but those agreements have yet not been ratified by the U.S. Congress. Focusing at multilateral trade liberalization through trade agreements may, however, lead to underestimate the efforts of Latin American economies to liberalize trade in the 1990s and early 2000s. Data on tariff rates for some Argentina and Colombia show that these countries have also experienced a decline in tariff rate, although of lesser magnitude than in Chile (Figure 13).



1/ Based on a sample of 26 main trade partners; for Mercosur and Andean Pact, average weighted by GDP.

Elasticities of exports to world demand are usually lower for other Latin American countries than for Chile while price elasticities are usually not significant. Results are reported in **Table 8**. The coefficients are usually between 1 and 2, with the exception of Peru (coefficient of 2.5) and Mexico (3.4). The high elasticity for Mexico and Chile may indicate the positive effect on trade agreement on export performance. In addition, the variable for trade agreement in Mexico is significant when estimated with manufacturing exports. As for

¹⁴ The Andean Pact was officially created by the Cartagena Agreement in 1969 and was renamed Andean Community in 1996. It remained dormant until the early 1990s, when countries agreed to intensify integration in 1991 or with the creation of a free trade zone for some of the countries participating in the Pact. The countries involved in the agreement have changed over time. For example, Chile, one of the original participants of the agreement, withdrew in 1976. Venezuela joined the Andean Pact in 1973 but announced its withdrawal in 2006, although it has not yet formally completed the withdrawal procedures.

Chile, the elasticity to the REER is rarely significant and correctly signed. Only for Brazil, Mexico, and Bolivia is the REER negative and significant. For these countries, the estimates varied widely, from -0.2 to -1.8. In both Mexico and Bolivia, energy exports (oil or gas respectively) represent a large share of exports.¹⁵ In addition, Mexico and Brazil have a relatively large manufacturing export sector.

Table 8 : Estimation of Trade Equations for a Selection of Latin American Countries 1/

	Baseline: total trade in goods and services										Alternative specifications			
	Chile	Arg.	Brazil	Bol.	Col.	Ecu.	Mexico	Peru	Parag.	Urug.	Chile 2/	Chile 3/	Mexico 2/	Brazil 3/
Exports														
Partners' income	2.47* (0.09)	2.26* (0.11)	1.74* (0.10)	1.77* (0.17)	1.66* (0.09)	1.17* (0.05)	3.51* (0.10)	2.52* (0.08)	-0.68** (0.34)	1.44* (0.09)	2.77* (0.20)	2.38* (0.21)	3.50* (0.18)	1.28* (0.19)
REER	0.22* (0.08)	0.13* (0.06)	-0.35* (0.07)	-1.79* (0.51)	0.09 (0.10)	0.10 (0.09)	-0.71* (0.16)	0.04 (0.33)	0.37 (0.28)	0.43* (0.08)	0.24* (0.08)	-0.02 (0.09)	-0.41 (0.30)	-0.55* (0.12)
Share FTA											-0.24 (0.16)	-0.10 (0.17)		
Imports														
Dom. demand	1.62* (0.04)	2.49* (0.11)	3.26* (0.13)	1.45* (0.08)	1.90* (0.07)	1.54* (0.11)	3.25* (0.14)	1.66* (0.04)	2.77* (0.64)	2.80* (0.25)	1.44* (0.06)	1.06* (0.08)	2.71* (0.22)	
REER	-0.01 (0.03)	0.26* (0.04)	0.39* (0.05)	-0.36* (0.22)	0.44* (0.05)	0.16* (0.08)	-1.46* (0.19)	0.88* (0.19)	0.85* (0.33)	-0.98* (0.24)	0.05 (0.04)	0.17* (0.05)	-0.94* (0.28)	
Share FTA											0.24* (0.06)	0.61* (0.08)	0.17* (0.06)	

Source: author's calculations.

Notes: "***" denotes statistical significance at the 5 percent level; bolded if with expected sign.

1/ Estimation with Stock-Watson, coefficient of import normalized to 1. Estimation period: 1990Q1-2006Q4 except for Colombia.

2/ Chile and Mexico: Specification with FTA and total trade in goods and services.

3/ Chile and Mexico: imports excluding energy. Chile, Mexico, and Brazil: manufacturing exports.

Elasticities to domestic demand are always significant, and usually higher for Latin American countries than for Chile, while the price elasticity is usually significant.

Demand elasticity generally hovers around 1.5-2.5 against an elasticity around 1.6 without the variable for trade liberalization (proxied by the share of trade covered by trade agreements) and close to 1.4 with it. For Chile, the estimation on goods only (against goods and services) yields an even lower estimate of 1.1, closer to the one presented earlier. In Mexico, introducing a variable for trade liberalization leads to a reduction of income elasticity from 2.7 to 2.0. Income elasticities for advanced economies generally yield estimates between 1 and 2 and the lower elasticity to domestic demand could possibly be explained by the fact the economy is more diversified. In addition, as in Chile, imports seem to be more responsive to relative price. For a majority of countries, the REER variable is significant and correctly signed.

¹⁵ See Annex Tables 7a and 7b on some descriptive statistics on the export sectors of Latin American economies.

Overall, the results on Latin American economies tend to support those obtained on Chile. The REER is generally not significant in the export equation, but significant for the import equation. Elasticities for both external and domestic demand are correctly signed and significant. However, the elasticity to world demand appears higher for Chile, as in Mexico, which may indicate some positive impact of trade liberalization. By contrast, the elasticity to internal demand is somewhat lower in Chile.

VI. CONCLUDING REMARKS

This paper has attempted to shed light on the determinants of trade flows in Chile. We found that trade flows are determined preeminently by external and domestic demand factors. By contrast, the REER is usually not significant in the export equation and, although significant and correctly signed in the import equation, has only minor explanatory power. The REER is found to be significant in some specifications of the export equation, but the results do not appear to be very robust. The elasticity of exports to the REER is found significant when considering a long lag, when running estimations on a limited number of export sectors, or when correcting for the omitted variable bias by introducing a variable for exchange rate volatility. At the aggregate level of trade of goods and services, similar results are generally found for other Latin American countries.

In addition, this papers finds that trade liberalization may have played a role in the expansion of trade. Trade liberalization, as measured by the share of trade covered by FTA, is directly significant in the import equation, and could explain the additional increase of import volume above the expansion of domestic demand. Trade liberalization is not directly captured in the export equation, although the high elasticity of exports to external demand may partially capture this effect. Trade equations for Mexico, the only other country in Latin America with a comparable degree of trade liberalization, also show a significant coefficient for a trade liberalization proxy.

Looking ahead, the results suggest that a global slowdown poses a significant risk for Chilean exports. The estimations suggest the recent appreciation of the exchange rate is likely to have limited effects on export volumes, although lower relative prices for external goods could increase competition in domestic markets. By contrast, given the high elasticity of exports to world demand, Chile maybe more affected by a global slowdown. As for trade liberalization, there is likely to be less of a direct impact on trade volumes in the future, given that the bulk of Chilean trade is now covered by bilateral trade agreements and effective tariff rates are at very low levels. However, the beneficial impact of past trade agreements are likely to be seen from a higher sensitivity of Chilean exports to increases in world demand during the next global upswing.

APPENDIX 1. DATA

The sample data set for Chile comprises quarterly data covering the period 1990–2006. A complete description of the variables and the data is given below. Table 1 summarizes the sources and the time series used. Table 2 presents the statistical properties of the variables used for Chile. Statistical properties of the time series used for the cross-country comparison are not reported here but are available upon request.

Trade volume. Detailed trade volume data are available on a quarterly basis from the balance of payments from 1996Q1 onwards and cover about 30 different products for exports and a dozen for imports. National accounts also contain trade volume aggregates for goods and services since 1996Q1, but with a less detailed breakdown. In addition, staff from the central bank provided quarterly trade indexes for the period 1990Q1-96Q4. However, this last dataset provides a less detailed breakdown than the balance of payments since 1996, with only 6 categories for exports and 7 for imports. Eventually, after using appropriate assumptions, we retained 10 categories for exports and 4 for imports and backdated existing balance of payments time series before 1996. These categories were then aggregated using Paasche indexes to construct relevant time series, such as non-copper exports, non-mining exports, or non-energy imports.

REER and competitiveness. The main variable used the real effective exchange rate is the one based on CPI data using the methodology of Bayoumi, Lee, and Jayanti (2005) and produced by the IMF (Information Notice System, INS). This methodology takes into account not only competition in a given market but also third party competition. Alternative variables for the REER were constructed, based on the PPI or on Unit Labor Cost, both using data from Haver Analytics. In addition, sector-specific competitiveness indicators were constructed using export and import price indexes for each sector. For exports, the comparator prices in foreign markets used is the CPI, while for imports the comparator price is the domestic deflator of each specific sector.

External and domestic demand. External demand addressed to Chile was constructed using a weighted average of real GDP of Chile's main trade partners. Using variable weights instead of fixed weights, to account for changes in Chile's origin and destination of trade over the sample period, gives a very similar variable. To measure external demand addressed to one specific sector, say forestry exports, the weights for Chile's importers are derived from the COMTRADE database, which provided time series of Chile's trade by destination and products. Domestic demand for the sample period was constructed using information available from the national accounts with the base year 2003, 1996, and 1986. Sector specific demand indicators, say private consumption for consumer goods, was constructed using the same methodology.

Trade liberalization. One measure of trade liberalization is the implicit import tariff rate, using import taxes from GDP by sectors and divided by the imports of goods from GDP by

expenditures. However, unless there is full reciprocity from Chile's trade partners—which is not the case, this indicator is more relevant for imports than for exports. At the sectoral level, the most relevant indicator of trade liberalization would have been actual tariffs rate applied for each sectors, but this information was only available for import tariffs and only since 2000 (Becerra, 2006). The other indicator of trade liberalization is the share of trade covered by a trade agreement, from the quarter during which a trade agreement is signed. The database Direction of Trade Statistics from the IMF was used for the quarterly breakdown of trade by origin and destination. No distinction is made between an association agreement, as with Mercosur since 1996, or a free-trade agreement, as with the United-States in 2003, and as such, this variable is also a very imperfect measure.

Cross-country data. Detailed data on trade for Latin America countries or not readily available and the categories used, when available, are usually not fully comparable. For this reason, the data used covered trade volume of goods and services from national accounts data. More detailed trade information, in particular on manufacturing exports, was used when available. The REER and world demand are obtained from the INS and the WEO database. Information on free trade and association agreements are obtained from national sources.

Annex Table 1: Database Used

Database	Source	Description	Frequency
Balance of Payments	Banco Central de Chile	- Volume and price indexes for exports and imports. Broken down into different items. - Export and import values in US\$.	Q Q
National Accounts	Instituto Nacional de Estadísticas de Chile	- Volume and value for Trade of goods and services. Broken down into different items. - Real GDP by expenditures - Import tariffs.	Q Q Q
DTS (Direction of Trade Statistics)	IMF	Export and imports values in US\$ by origin and destination.	Q
INS (Information Notice System)	IMF	Real effective exchange rates and nominal effective exchange rates for Latin American countries.	Q
WEO (World Economic Outlook)	IMF	Real GDP	Q
Haver Analytics	Haver Analytics	- Producer price indexes for Latin American countries. - Output and employment. - CPI.	Q Q
COMTRADE	United Nations	- Export and import values by destination/origin and by products (SITC classification).	A

Annex Table 2: Descriptive Statistics 1/

	Average annual change 2/					Stationary tests 3/					
	Mean	Med.	Max.	Min.	Std. dev.	ADF test			KPSS		
						Level	First diff.	Order integ.	Level	First diff.	Order integ.
Export volume											
Total exports, of wich:											
Non copper exports	9.1	8.4	29.3	-4.1	7.3	-1.18	-4.75	I(1)	0.11	0.06	I(0)
Non mining exports	9.0	8.7	32.3	-7.1	7.9	-1.42	-4.98	I(1)	0.11	0.06	I(0)
Manufacturing exports	9.5	9.8	36.9	-9.9	8.8	-1.46	-4.99	I(1)	0.12	0.06	I(0)
Exports by sectors:											
Copper	8.0	8.3	33.2	-17.6	10.6	-1.62	-5.85	I(1)	0.24	0.08	I(1)
Non copper mining	9.9	9.6	75.7	-14.1	13.7	0.46	-4.28	I(1)	0.09	0.07	I(0)
Agriculture	7.4	8.8	51.1	-24.6	14.8	-0.59	-5.64	I(1)	0.14	0.05	I(1)
Food and beverages	9.9	9.9	40.0	-10.8	11.0	-0.73	-5.38	I(1)	0.10	0.06	I(0)
Wood and forestry	9.8	8.2	79.9	-36.5	18.6	-0.52	-5.81	I(1)	0.13	0.07	I(1)
Paper	13.3	6.7	117.3	-22.4	24.7	-2.75	-4.52	I(0)	0.19	0.09	I(1)
Chemicals	14.6	13.2	76.9	-28.0	19.0	-0.15	-6.03	I(1)	0.10	0.07	I(0)
Industrial	10.7	9.7	106.1	-36.3	27.0	0.02	-6.11	I(1)	0.25	0.08	I(1)
Machinery	15.1	14.4	86.0	-30.9	26.3	-3.58	-4.78	I(0)	0.26	0.07	I(1)
Other industrial goods	6.6	2.5	103.1	-19.1	17.4	-3.24	-5.63	I(0)	0.23	0.06	I(1)
Import volume											
Total imports	9.8	11.0	29.3	-16.2	10.4	-0.36	-5.74	I(1)	0.14	0.10	I(1)
Non energy imports	10.6	12.0	30.7	-21.2	12.2	-0.47	-5.09	I(1)	0.13	0.09	I(1)
Imports by sector:											
Consumer goods	16.1	13.5	65.5	-28.6	19.4	-1.97	-4.87	I(1)	0.19	0.09	I(1)
Intermed. goods, excl. energy	8.8	7.9	31.5	-12.3	11.0	0.40	-5.50	I(1)	0.15	0.07	I(1)
Energy imports	7.1	6.2	41.1	-19.3	12.1	-1.28	-7.37	I(1)	0.22	0.06	I(1)
Capital goods	12.2	10.9	65.9	-37.4	22.5	-0.62	-4.79	I(1)	0.12	0.07	I(1)
External and domestic demand											
World demand (GDP)	2.8	2.6	4.8	0.2	1.2	1.09	-5.67	I(1)	0.08	0.06	I(0)
World demand (imports)	9.1	9.2	17.2	-2.8	4.0	-0.87	-2.86	I(1)	0.23	0.08	I(1)
Domestic demand, excl. inventories	6.7	5.6	18.5	-9.5	5.7	-1.58	-7.44	I(1)	0.23	0.10	I(1)
Machinery investment	9.6	8.9	45.4	-31.3	16.1	-0.75	-4.20	I(1)	0.12	0.07	I(0)
Consumption	6.3	6.1	16.8	-4.3	4.4	-1.60	-11.94	I(1)	0.25	0.09	I(1)
Private consumption	6.9	6.8	19.4	-5.6	5.1	-2.16	-8.63	I(1)	0.26	0.10	I(1)
Competitiveness											
CPI-based REER	1.3	1.9	14.1	-13.1	6.4	-1.65	-4.55	I(1)	0.23	0.12	I(2)
ULC-based REER	0.8	0.3	11.4	-8.2	4.5	-1.39	-2.15	I(2)	0.17	0.15	I(2)
PPI-based REER	3.3	3.6	14.8	-14.6	7.1	-2.26	-6.10	I(1)	0.18	0.13	I(2)
Foreign prices	1.3	1.1	6.4	-7.3	2.9	-0.22	-3.23	I(1)	0.13	0.14	I(2)
Domestic demand deflator	5.9	6.9	27.9	-19.6	10.6	-2.70	-3.91	I(0)	0.18	0.15	I(2)
Trade liberalization											
Share of trade covered by FTA	23.2	18.9	72.9	0.0	22.7	1.37	-4.50	I(1)	0.24	0.04	I(1)
Tariff rate	6.1	7.0	9.2	2.2	2.3	-0.81	-4.41	I(1)	0.20	0.11	I(1)

Source: Central Bank of Chile; author's calculations.

1/ All variables, except the share of trade covered by FTA, are converted in logarithm.

2/ Level for share of trade.

3/ I(0) denotes that the variable is stationary and I(1) that the variable is integrated of order 1. For the ADF test, the test statistic for rejecting the null hypothesis of non stationarity at the 5 percent level is -2.89. (-3.49 at the 1 percent level). For the KPSS test, the test statistic for rejecting the null hypothesis of stationarity at the 5 percent level is 0.46 (0.74 at the 1 percent level).

Annex table 3. Main Trade Partners of Chile and Trade Agreements

	Weights in INS REER 1/	Origin of imports	Destination of exports		Destination of exports by products in 2005										Trade agreements ratified by Congress, if any 2/	
			1990	2006	Copper	Non copper	Agri.	Food	Wood	Paper	Chem.	Industrial				
												Basic iron prod.	Transp., metal., elect.	Other ind. prod.		
United States	23.5	19.0	15.6	17.2	15.6	15	17	40	25	52	24	27	17	13	37	Jan. 2004
Brazil	7.6	7.8	11.8	5.6	4.8	5	4	2	2	0	5	6	5	7	3	Oct. 1996 - MERCOSUR 3/
Germany	7.1	7.2	3.5	11.3	3.1	1	3	2	4	0	0	2	1	2	0	Feb. 2003 - EU
Japan	6.9	7.9	3.2	16.0	10.5	1	16	2	16	1	0	3	1	0	0	Sept. 2007
China	6.3	0.8	9.7	0.4	8.6	16	9	0	3	0	1	1	14	1	0	Oct. 2006
France	5.5	4.1	2.0	4.6	4.2	9	1	1	2	0	0	3	8	0	1	Feb. 2003
Argentina	5.3	7.0	12.6	1.3	1.3	1	2	0	1	2	11	2	2	15	8	Oct. 1996 - MERCOSUR 3/
Mexico	4.3	1.4	2.8	0.7	4.0	3	5	4	6	20	11	5	4	10	9	Aug. 1999
Italy	4.2	2.7	1.8	4.7	4.9	11	1	3	2	3	0	2	9	0	1	Feb. 2003 - EU
Canada	4.1	3.1	1.3	0.6	2.2	5	2	1	2	2	3	1	5	9	3	July 1997
Korea	3.9	1.7	0.0	3.0	5.9	7	5	1	2	1	0	6	6	0	0	Apr. 2004
Spain	3.8	2.2	2.0	3.1	2.4	2	3	4	3	3	1	3	2	1	1	Feb. 2003 - EU
United Kingdom	3.2	2.5	0.8	6.4	1.2	1	2	6	4	4	3	3	1	0	0	Feb. 2003 - EU
Netherlands	2.4	0.9	0.8	3.6	6.7	6	6	8	3	2	3	10	7	0	0	Feb. 2003 - EU
Belgium	2.1	0.9	0.5	2.8	1.3	0	1	0	1	2	0	4	0	0	0	Feb. 2003 - EU
Peru	2.0	0.7	4.0	0.9	1.6	0	3	1	2	2	11	4	1	11	10	Signed Aug. 2006, not ratified
Taiwan	1.7	1.1	0.8	3.2	0.0	9	1	3	2	0	0	1	7	0	0	
Sweden	1.7	2.6	1.0	0.8	0.7	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	Dec. 2004 - EFTA
Australia	1.5	0.4	0.6	0.4	0.2	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	
Colombia	1.4	2.3	1.0	0.9	0.9	0	1	2	1	0	6	2	1	6	2	Signed Nov. 2006, not ratified
Switzerland	1.4	1.1	0.4	0.1	0.2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	Dec. 2004 - EFTA
Other	0.0	22.8	23.9	12.3	19.5	6	16	17	17	5	19	15	8	22	23	
Memorandum:																
European Union		26.1	14.6	38.3	26.8	32		25	20	14	7	25	29	4	4	
Latin America		24.4	35.2	12.4	16.3	9		10	12	24	45	19	13	50	31	
Asia		12.9	16.8	26.3	32.3	33		7	23	2	1	12	28	1	1	

Source: INS and DTS; IMF; COMTRADE; UN.

1/ INS data. Based on a 1999-2001 weights of 21 principal partners or competitors.

2/ Date of ratification of the FTA, if any.

3/ Association agreement with MERCOSUR.

Annex Table 4: Income and Price Elasticities for Exports and Imports: a Few Comparative Results

	Variable	Export		Variable	Import		Is Marshall-Lerner verified ?	Sources:
		Income	Price		Income	Price		
Chile	Manuf.	0.52*	n.a.	Intermediate Consumer Capital	1.26* 1.0 (c) 1.0 (c)	0.47* n.a. n.a.	no	BCC model, 2003 (1989/91 - 2003)
	Non mining to US	0.81	2.24					Cabezas et al. , 2004 (1990-2001)
	Non mining to EU	1.65	0.25					
	Fish	-1.52	-0.63*					Nowak-Lehmann et al., 2004
	Fruit	-3.01*	-2.08*					
	Bever.	-4.66	-1.54					
Latin America								
Bolivia	Total to adv. / to Latam	0.5 / 1.2	0.75	Total	2.20	0.25	yes	Loza, 2000
Brazil	Total	1.5	-0.30	Total	2.8	0.42	no	Paiva, 2003
	Basic	1.5	-0.55	Intermediate	3.3	0.56		
	Manuf.	1.3	-0.32	Capital	2.7	0.33		
	Semi-manuf	1.9	-0.16	Oil	1.8	0.40		
Colombia	Non trad. to US	5.91	0.87	Total	3.56	1.08	yes	Hernandez, 2005
Mexico	Total to US	2.8	0.32	Total	0.94	0.42	no	Garces Diaz, 2002
Advanced Economies								
G7	Canada	1.1*	-0.9*	Canada	1.4*	0.9*	yes	Hooper, Johnson, Marquez, 2000 (1970-1999)
	France	1.5*	-0.2	France	1.6*	0.4*	no	
	Germany	1.4*	-0.3	Germany	1.5*	0.1*	no	
	Italy	1.6*	-0.9*	Italy	1.4*	0.4*	yes	
	Japan	1.1*	-1.0*	Japan	0.9*	0.3*	yes	
	UK	1.1*	-1.6*	UK	2.2*	0.6	yes	
	USA	0.8*	-1.5*	USA	1.8*	0.3	yes	
OECD (manufac trade)	Canada	1 (c)	-0.74*	Canada	1.45*	1.18*	yes	Murata, Turner, Rae and Le Foulér, 2000;
	France	1 (c)	-0.17*	France	1.89*	0.45*	no	and Meacci and
	Germany	1 (c)	-0.23*	Germany	2.00*	0.84*	yes	Turner 2001,
	Italy	1 (c)	-0.98*	Italy	1.89*	0.45*	yes	(1976/78-1997/1999)
	Japan	1.3*	-0.32*	Japan	1.45*	1.18*	yes	
	UK	1 (c)	-1.58*	UK	1.45*	0.45*	yes	
	USA	1 (c)	-0.56*	USA	2.17*	0.84*	yes	
Emerging economies								
	Oil exporters	1.27*	0.16	All emerging	1.54*	0.44*	no	IMF, 2006
	Non-oil commod. i	1.87*	0.02				no	(1980-2006)
	Manuf. exporters	2.38*	-0.53*				no	

Annex Table 5: Sensitivity to the Lag Structure

Annex Table 5a: Sensitivity of the Non Mining Export Equation to the Lag Structure 1/

Lag structure	Model without trend					Model with trade liberalization 2/				
	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
Cointegration relation										
Eigenvalue test										
None	11.3	15.9	25.0*	27.7*	30.5*	14.2	21.0	27.3	31.5*	35.0*
At most 1	6.2	6.4	8.8	8.5	6.9	8.0	11.0	15.4	19.9	24.0*
At most 2	1.1	0.7	0.5	0.5	1.3	6.4	5.9	11.3	10.6	7.8
At most 3						1.4	1.0	1.9	1.2	1.6
Trace test										
None	18.6	23.0	34.4*	36.6*	38.7*	30.0	38.9	56.0*	63.2*	68.4*
At most 1	7.3	7.1	9.3	9.0	8.2	15.8	17.9	28.7	31.7*	33.4*
At most 2	1.1	0.7	0.5	0.5	1.3	7.8	6.9	13.2	11.8	9.4
At most 3						1.4	1.0	1.9	1.2	1.6
Information criteria										
Log likelihood	512.4	514.7	527.0	527.2	528.5	346.4	356.4	379.2	388.8	399.7
AIC	-14.7	-14.7	-15.1	-15.0	-15.0	-9.0	-9.0	-9.4	-9.3	-9.3
Schwarz	-13.8	-13.5	-13.5	-13.2	-12.9	-7.5	-6.9	-6.7	-6.0	-5.4

Source: author's calculations.

1/ * denotes that the assumption is rejected at the 5 percent level; for example, for k=4 in the model without trend, the hypothesis of no cointegration is rejected, but the hypothesis that there is at most one relation is accepted; thus there is one single cointegration relation.

2/ Trade liberalization is captured by the share of trade covered by trade agreements.

Annex Table 5b: Sensitivity of the Import Equation to the Lag Structure

Lag structure	Model without trend					Model with trade liberalization				
	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6
Cointegration relation										
Eigenvalue test										
None	21.2	20.4	31.7*	37.6*	26.2	65.8*	71.4*	81.7*	80.6*	65.6*
At most 1	5.0	7.0	9.0	6.1	7.9	14.6	22.0	27.8	25.6	24.8
At most 2	0.0	1.5	0.8	1.9	0.2	6.2	7.9	12.1	8.8	5.0
At most 3						0.1	3.7	5.2*	3.7	0.0
Trace test										
None	16.2	13.4	22.6*	31.5*	18.3	51.3*	49.4*	53.9*	55.0*	40.8*
At most 1	4.9	5.5	8.2	4.2	7.7	8.4	14.1	15.7	16.7	19.8
At most 2	0.0	1.5	0.8	1.9	0.2	6.2	4.2	6.9	5.2	5.0
At most 3						0.1	3.7	5.2*	3.7	0.0
Information criteria										
Log likelihood	400.1	424.2	429.6	434.1	438.9	306.8	331.7	349.6	368.7	384.9
AIC	-11.4	-11.9	-12.0	-12.1	-12.1	-7.5	-7.9	-8.1	-8.3	-8.4
Schwarz	-10.6	-10.7	-10.5	-10.2	-10.0	-5.5	-5.3	-4.9	-4.6	-4.2

Source: author's calculations.

Annex Table 6: What Explains the Differences of Elasticity by Export Sector ?

	Elasticity		Share of Employ.	Mean wage / avg.	Share real GDP	Ap- parent labor product.	Labor product. growth	Share GDP at fact. cost	Ratio of v.a. to exports	Share exports	Avg. vol. growth	Avg. price growth	World market share
	Demand	REER											
			(2006)	(2005)	(2006)	(2006)	(1996-06)	(2006)	(2006)	(96-06)	(96-06)	(96-06)	(2003)
Export sectors													
Agriculture, fishes	1.99*	0.28	12.7	...	5.0	40	3.4	4.6	49	8.4	5.5	-0.4	1.25
Mining	3.2*/3.1*	0.7*/1.2*	1.4	201	7.8	519	4.0	17.9	116	52.1	6.5	14.0	5.50
Industry			13.3	86	16.7	124	3.8	16.7	74	39.6	9.0	1.3	...
Food	3.49*	0.72*	5.0	4.8	89	14.0	9.2	0.9	0.75
Forest.	3.24*	-0.47*	1.1	1.1	150	5.1	11.2	0.2	1.12
Paper	1.84*	-0.06	1.6	1.3	112	5.4	6.3	2.1	1.00
Chem.	4.32*	-0.11	4.6	4.8	53	6.5	16.0	4.0	0.15
Metall.	1.59*	-2.47*	2.1	1.8	32	1.7	16.1	5.7	1.00
Mach.	3.74*	2.36*	1.5	2.1	36	2.9	6.0	2.0	0.02
Misc.	1.16*	0.69*	0.8	1.1	1.5	0.4	0.03
Textiles			0.8					
Memorandum:													
Non export sectors			72.6	105	79.7	62	2.7	71.3					
Total economy			100.0	100	100.0	100	1.9	100	35	100.0	7.3	7.6	1.10

Sources: Banco Central de Chile; INE; COMTRADE.

Annex Table 7: principal export products in a selection of Latin America countries

Annex Table 7a: Principle Exports and their Share in Total Exports for a Selection of Latin American Economies, 2000-05

Table 1. Exports of goods and services, by country or area, 1990-2000										
Argentina		Bolivia		Brazil		Chile		Colombia		
1	Petroleum	14	Natural gas	24	Road vehicles	8	Non-ferrous metals	29	Petroleum	28
2	Animal feed	10	Metal ores	14	Iron and steel	7	Metal ores	19	Coal	10
3	Cereals	9	Animal feed	11	Metal ores	6	Vegetables/fruits	8	Coffee,tea,etc.	8
4	Animal/veg. oil	8	Petroleum	8	Meat	6	Fish	8	Crude anim. ar	5
5	Road vehicles	6	Animal/veg. oil	6	Oil seeds	5	Pulp and paper	4	Apparel	5
Total		47		63		32		67		55
Mexico		Paraguay		Peru		Uruguay		Venezuela		
1	Road vehicles	16	Oil seeds	37	Gold	19	Meat	20	Petroleum	84
2	Electrical equipr	14	Meat	10	Non-ferrous meta	18	Cereals	10	Iron and steel	4
3	Petroleum	11	Animal feed	9	Metal ores	17	Leather	10	Non-ferrous m	3
4	Office/dat proc r	7	Animal/veg oil	7	Animal feed	9	Dairy products	6	Organic chem.	1
5	Apparel	4	Textile fibres	6	Petroleum	7	Textile fibres	6	Road vehicles	1
Total		53		69		70		52		93

Source: COMTRADE

Annex Table 7b. Breakdown of Exports by Products in a Selection of Latin American Economies, 2000-05 1/

	Argent.	Bolivia	Brazil	Chile	Colomb.	Mexico	Parag.	Peru	Urug.	Venez.
Food, animals, beverages	41	24	22	23	18	5	36	21	48	1
Raw materials, excl. fuel	9	19	16	28	6	1	49	19	13	1
Fuel	17	32	5	2	38	11	0	7	3	85
Chemicals products	8	1	6	6	10	4	3	2	6	3
Manufactured goods	12	11	22	7	21	21	11	13	24	6
Machinery/transp. equipment	10	4	26	2	5	57	1	1	4	2
Commodities	2	4	1	4	2	0	1	19	1	0
Non-ferrous metals	1	4	3	29	0	1	0	18	0	3
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Memorandum										
Index of diversification 2/	0.2	0.3	0.2	0.4	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.8
Goods exports (% GDP)	19	22	13	31	17	27	39	17	18	32
Goods imports (% GDP)	16	22	12	31	12	24	39	16	18	5
Manuf. value added (% GDP)	21	15	11	19	16	19	14	16	17	18
GDP per capita (2000-06, US\$)	7,322	1,024	3,499	5,238	2,046	5,959	1,379	2,135	5,814	4,598
Population (millions)	38	9	180	16	44	104	6	27	3	26

Source: COMTRADE; WEO.

1/ Derived from the SITC classification system with two digits; exclude in particular non-ferrous metals from manuf. goods.

2/ Hirschman index calculated using the SITC classification with two digits; the higher the index, the less diversified the economy.

REFERENCES

- Agosin, M. and C. Bravo-Ortega, 2004, "The emergence of New Successful Export Activities in Latin America: The Case of Chile," mimeo, University of Chile.
- Alvarez, R. and R. Fuentes, 2003, "Trade Reforms and Manufacturing Industry in Chile," Banco Central de Chile, Working paper N° 210.
- Alvarez, R. and R. Fuentes, 2006, "Dutch Disease: Theory and Review of International Experience," *Economia Chilena*, Vol. 9.
- Banco Central de Chile, 2003, "Modelos Macroeconomicos y Proyecciones del Banco Central de Chile," Banco Central de Chile.
- Bayoumi, T., J. Lee, and S. Jayanti, 2005, "New Rates for New Weights," *IMF Staff Paper*, Vol. 53, N° 2, International Monetary Fund.
- Becerra, G., 2006, "Effective Import Tariffs in Chile: 2000-2005," *Studies in Economic Statistics*, N°. 50.
- Cabezas, M., 2003, "Tratado de Libre Comercio Entre Chile y Estados Unidos: Revisión de Estudios que Cuantifican su Impacto," Banco Central de Chile, Working Paper No. 239.
- Cabezas, M., J. Selaive, and G. Becerra, 2004, "Determinantes de las Exportaciones no Minerales: Una Perspectiva Regional," Banco Central de Chile, Working Paper N° 296.
- Chumacero, R., R. Fuentes, and K. Schmidt-Hebbel, 2004, "Chile's Free Trade Agreements: How Big is the Deal?" Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo, N°. 264.
- Clark, P., N. Tamirisa, and S. J. Wei, 2004, "Exchange Rate Volatility and Trade Flows—Some New Evidence," Occasional Paper No. 235, International Monetary Fund.
- De Gregorio, J., 1984, "Comportamiento de las exportaciones e importaciones en Chile. Un estudio econométrico," Colección Estudios CIEPLAN, Vol. 13.
- Dornbusch, R. and S. Edwards, 1994, "Exchange rate and Trade Strategy," in Bosworth et al., *The Chilean Economy: Policy, Lessons and Challenges*, Brookings Institution.
- Garces Diaz, D. 2002, "Análisis de las Funciones de Importación y Exportación de México 1980-2000," Banco de México.
- Guerguil, M. and M. Kaufman, 1998, "Competitiveness and the RER in Chile", IMF Working Papers, WP/98/58.

- Johansen, S., 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Juselius, K, 2005, *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, unpublished mimeo, University of Copenhagen.
- Hooper, P., K. Johnson, and J. Marquez, 2000, "Trade Elasticities for the G-7 Countries," Princeton Studies in International Economics, N°. 87.
- Hernandez, J. 2005, "Demanda de Exportaciones no tradicionales en Colombia" and "Demanda de Importaciones para el caso Colombiano: 1980-2004," Banco de la Republica.
- International Monetary Fund, 2006, "Exchange Rates and Trade Balance Adjustment in Emerging Market Economies," mimeo.
- Loza, G. 2000, "Tipo de Cambio, Exportaciones e Importaciones: el caso de la economia boliviana," mimeo, Central Bank.
- Murata, K., D. Turner, D. Rae, and L. Le Fouler, 2000, "Modeling Manufacturing Export Volumes Equations: A System Estimation Approach," OECD Economics Department Working Papers, N° 235.
- Meacci, M. and D. Turner 2001, "Modeling Manufacturing Export Volume Equations: A System Estimation Approach", OECD working paper, N° 235.
- Nowak-Lehman, F., D. Herzer, and S. Vollmer, 2005, "The Free Trade Agreement between Chile and the EU: its potential impact on Chile's Export Industry," University of Goettigen, Discussion Paper N° 125.
- Paiva, C. 2003, "Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil," IMF Working Paper, WP03/140.
- Schiff, M., 2002, "Chile's Trade Policy: An Assessment," Banco Central de Chile, Working Paper N° 151.
- Stock, J. and M. Watson, 1993, "A simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 61, N° 4.
- Villafuerte, M., 2003, "Export Specialization and Economic Growth in Chile," IMF, Selected Issues Paper.
- World Trade Organization, 2003, "Chile: Trade Policy Review," WT/TPR/G/124.

Synchronisation des cycles au sein du G7 et intégration commerciale et financière

Benoît Heitz^(*)

François Hild^(**)

Brieuc Monfort^(***)

L'intensification des échanges commerciaux et l'intégration accrue des marchés boursiers auraient pu laisser penser que ces tendances auraient conduit à une augmentation de la synchronisation des cycles entre les principales économies mondiales. Depuis la fin des années quatre-vingt en effet, plusieurs éléments ont contribué à un renforcement des liens entre les économies : la fin des contrôles sur les flux de capitaux pour les économies du G7 en 1987, la mise en place du marché commun au niveau européen cette même année, l'accord de libre-échange entre les États-Unis et le Canada en 1989 (ensuite étendu au Mexique dans le cadre de l'Aléna en 1994) ou, plus récemment, la création de la zone euro en 1999. Les taux d'ouverture commerciaux ou des indicateurs d'intégration financière des économies du G7 ont progressé continûment depuis trente ans.

Cependant, les études empiriques pour déterminer si la synchronisation des cycles entre les principales économies mondiales a augmenté sont loin de fournir des résultats tranchés. Ainsi, pour donner un aperçu d'une réponse positive, sceptique ou négative : Kose, Prasad et Terrones (2003), sur la base d'un modèle à facteur commun, concluent à une augmentation de la synchronisation des économies du G7 par rapport aux dernières années du régime de change de Bretton-Woods ; Doyle et Faust (2005) par contre soutiennent que les changements dans les corrélations croisées entre économies du G7 ne sont pas statistiquement significatifs ; enfin, Monfort, Renne, Rüffer et Vitale (2003) mettent en évidence une diminution de la synchronisation des économies, en partie due à l'affaiblissement des chocs communs. Ils mettent cependant aussi en évidence une augmentation depuis quinze ans de la transmission de chocs originaires d'Amérique du Nord vers l'Europe.

L'originalité de cet article consiste à regarder si l'intégration commerciale et financière s'est traduite par un renforcement de la synchronisation des évolutions, non seulement entre les PIB, mais aussi entre les exportations et les performances boursières. Aussi, nous nous intéressons à la croissance du PIB ainsi qu'aux canaux de transmission des chocs, commerciaux et financiers. Nous avons restreint l'analyse aux économies du G7 en prenant en compte des séries trimestrielles sur les trente dernières années. La période d'étude constitue une unité puisqu'elle correspond à la période des changes flottants qui ont suivi la fin du système de Bretton-Woods.

(*) Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique, faisait partie de la Division synthèse conjoncturelle de l'Insee au moment de la rédaction de cet article.

E-mail : benoit.heitz@dgtpe.fr

(**) Insee, faisait partie de la Division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee au moment de la rédaction de cet article.

E-mail : francois.hild@insee.fr

(***) FMI, faisait partie de la Division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee au moment de la rédaction de cet article.

E-mail : bmonfort@imf.org

Nous remercions Xavier Bonnet pour ses conseils et observations. Nous avons aussi bénéficié des commentaires de Michel Devilliers et de Didier Blanchet.

Pour analyser l'évolution de la synchronisation des économies, nous étudions aussi deux sous-périodes de quinze ans chacune. La méthode utilisée consiste en un modèle espace-état. Ceci nous permet de distinguer entre trois composantes possibles du cycle d'une économie ouverte : des chocs communs à l'ensemble des économies (par exemple un choc pétrolier), des chocs idiosyncrasiques (une politique budgétaire domestique expansionniste), enfin la transmission d'un choc d'une économie sur une autre (l'effet d'une relance aux États-Unis sur ses partenaires).

Au niveau du PIB, le modèle à un seul facteur commun mondial met bien en évidence quatre épisodes récessifs depuis trente ans : les chocs pétroliers de 1973 et de 1980, la récession du début des années 1990 et l'impact de l'éclatement de la bulle Internet en 2000. Le facteur commun explique une partie importante de la variance de la croissance du PIB pour l'ensemble des économies. Un modèle avec deux facteurs communs, pour les pays anglo-saxons et pour l'Europe, et prenant en compte la transmission de la première région vers la seconde, met en évidence une baisse de la transmission des chocs entre ces deux régions. Cependant, en restreignant l'analyse aux dix dernières années, on observe une augmentation de la transmission des chocs.

En ce qui concerne les exportations, le modèle le plus pertinent prend en compte un seul facteur commun mondial. En plus des épisodes récessifs observés au niveau du PIB, le facteur commun pour le commerce met par exemple en évidence l'impact de la crise asiatique. Entre les deux sous-périodes, on observe une nette augmentation du pouvoir explicatif de ce facteur commun. Cette augmentation est encore plus flagrante si l'on se limite aux dix dernières années.

En ce qui concerne les indices boursiers, la modélisation la plus appropriée conduit à retenir un seul facteur commun mais cela peut s'expliquer par la difficulté à capturer avec des indicateurs trimestriels des phénomènes de transmission qui sont sans doute beaucoup plus rapides. Le facteur commun boursier fait principalement ressortir deux éléments : le krach de 1987 et l'éclatement de la bulle Internet de 2000. On observe aussi, mais avec une moindre ampleur, les épisodes récessifs observés au niveau du PIB. Les co-mouvements des indices boursiers sont généralement supérieurs à ceux du PIB et des exportations et la synchronisation s'est renforcée entre les deux sous-périodes.

Après cette analyse des trois séries, nous fournissons des éléments pour expliquer pourquoi, alors que les canaux de transmissions se sont développés et que leur synchronisation s'est renforcée, la synchronisation entre les PIB a baissé ainsi que la transmission d'une région à l'autre. Nous analysons, d'une part, un modèle où la croissance du PIB est expliquée par les facteurs communs commerce et boursier, sans prise en compte de différences régionales. Ce modèle est relativement plus explicatif pour la première sous-période que pour la seconde ; la baisse du pouvoir explicatif du facteur commun boursier notamment est particulièrement importante. D'autre part, nous nous intéressons non plus aux PIB nationaux mais aux deux facteurs communs de croissance. Là encore, nous observons une baisse du pouvoir explicatif des facteurs communs de commerce et boursier entre les deux sous-périodes. De plus, le facteur commun européen s'explique beaucoup plus par les deux facteurs communs de commerce et boursier, ce qui suggère que la conjoncture européenne serait plus liée à l'environnement international.

Le ralentissement mondial en 2000-2001 a surpris plusieurs observateurs économiques qui s'attendaient au contraire à ce que l'Europe prenne le relais des États-Unis au lieu de les suivre dans une situation de croissance faible. La désynchronisation des cycles entre pays du G7 au début des années quatre-vingt-dix avait en effet conduit à minorer le rôle d'un cycle mondial, et ce, en dépit de l'intensification de l'intégration commerciale et financière. Cette évolution a suscité un renouveau des études empiriques sur la synchronisation des cycles économiques. Les résultats sur les évolutions tendanciennes sont cependant contrastés.

Kose, Prasad et Terrones (2003) concluent à une augmentation de la synchronisation des économies du G7. Il est vrai que leur période de référence concerne les dernières années du régime de change de Bretton-Woods et non les années soixante-dix marquées par une série de chocs communs de forte ampleur (chocs pétroliers, politique monétaire américaine restrictive...). Doyle et Faust (2005) apportent un résultat plus sceptique sur la synchronisation des économies. Les auteurs se concentrent sur des corrélations croisées entre économies du G7. Ils trouvent que les changements qui auraient pu avoir lieu entre économies ne sont pas statistiquement significatifs. En particulier, ils remarquent qu'on n'a pas observé d'augmentation de la corrélation de la consommation entre le Canada et les États-Unis qui traduirait un meilleur partage du risque, en dépit de la très forte intégration commerciale du Canada dans la zone de libre-échange nord-américaine.

D'autres auteurs concluent en revanche à une baisse de la synchronisation entre les économies. Ainsi, à l'aide d'un modèle espace-état dont s'inspire le modèle utilisé dans cet article, Monfort, Renne, Rüffer et Vitale (2003) mettent en évidence une diminution de la synchronisation des économies, en partie due à l'affaiblissement des chocs communs. Cependant, ils montrent aussi une augmentation des liens entre les économies du G7. En particulier, ils mettent en évidence un phénomène de transmission de chocs originaires d'Amérique du Nord vers l'Europe et affirment que cette transmission s'est renforcée sur les quinze dernières années. Stock et Watson (2003) constatent aussi une diminution de la volatilité des économies, due à des chocs internationaux de moindre importance et aussi à des modifications structurelles comme des méthodes de gestion des stocks moins coûteuses et peut-être à une politique monétaire plus adaptée. Selon eux, la baisse de ces chocs n'a pas conduit à une augmentation de la synchronisation des économies dans le monde, sauf au sein de la zone euro et peut-être au sein d'un bloc anglo-saxon. Ils affirment aussi qu'il y a une plus forte persistance des chocs locaux idiosyncrasiques. En ce qui concerne les canaux de transmission des chocs, en dépit de l'intégration financière, le canal commercial reste le

principal circuit de transmission mondiale des chocs selon Forbes et Chinn (2003).

Traditionnellement, le cycle d'une économie ouverte peut être décomposé en trois composantes : des chocs spécifiques à une économie donnée, dits idiosyncrasiques (par exemple une politique budgétaire domestique expansionniste), des chocs communs à l'ensemble des économies (par exemple un choc pétrolier), enfin la transmission d'un choc d'une économie sur une autre (l'effet d'une relance aux États-Unis sur ses partenaires). Sur la base de cette grille de lecture, le ralentissement simultané des économies en 2000-2001 est-il inhabituel par rapport à la corrélation des cycles entre économies du G7 ? Est-il le résultat d'un choc commun à l'ensemble des économies ou de la transmission des chocs d'une économie à d'autres ? Enfin, l'intégration commerciale et financière a-t-elle conduit à une augmentation des mécanismes de transmission entre économies ?

Dans cet article, nous regardons si l'intégration commerciale et financière s'est traduite par un renforcement de la synchronisation des évolutions des PIB, des exportations et des performances boursières. À la différence des études précédentes, notre analyse porte non seulement sur la croissance du PIB mais aussi sur les canaux de transmission des chocs, commerciaux et financiers. Il apparaît que, si les liens entre exportations et entre évolutions boursières se sont accrus, les résultats obtenus ne permettent pas de conclure à une augmentation de la synchronisation des croissances économiques.

Dans une première partie, nous présentons l'évolution de la corrélation entre les cycles des économies du G7 sur les trente dernières années. Cette période constitue une unité puisqu'elle correspond à la période des changes flottants qui ont suivi la fin du système de Bretton-Woods en 1971-1973. Il faut cependant noter qu'elle est aussi marquée par des changements institutionnels importants, par exemple la libéralisation des marchés financiers au milieu des années quatre-vingt ou l'intégration européenne croissante qui a culminé avec la création de la zone euro en janvier 1999. Cette première partie présente aussi des éléments descriptifs sur l'intégration commerciale et financière croissante. Dans une deuxième partie, nous interprétons les résultats à partir d'un modèle qui permet d'isoler un cycle mondial. Nous appliquons la décomposition des cycles entre les éléments présentés ci-dessus à savoir : chocs communs, chocs idiosyncrasiques et effets de la transmission des chocs d'une région à une autre. Nous appliquons successivement cette grille d'analyse aux taux de croissance du PIB, des exportations et des indices boursiers. Nous nous intéressons en particulier aux évolutions entre les périodes 1973-1986 et 1987-2003. La dernière partie présente un modèle où les facteurs commerciaux et

boursiers sont utilisés pour expliquer la dynamique des cycles au niveau du PIB.

Évolution des corrélations entre agrégats économiques au sein du G7

Les trois variables d'intérêt sont le PIB, les exportations et les indices boursiers. Les deux dernières variables permettent de capturer d'éventuels phénomènes de propagation *via* les canaux commerciaux et financiers. L'idée est donc que, *via* les exportations et les marchés boursiers, les chocs peuvent se propager entre les économies. Pour ce qui est des exportations, le mécanisme est intuitif et comptable : un surcroît d'exportations génère un surcroît d'activité. Le cas des indices boursiers est plus complexe : la propagation à la croissance passerait alors par des effets richesse et par les conditions de financements des entreprises sur les marchés. Les tests effectués semblent soutenir cette hypothèse. Ainsi, au sens de Granger, les variations des indices boursiers causent la croissance aux États-Unis, au Royaume-Uni et en France au seuil de 5%, ainsi qu'au Japon, au Canada et en Allemagne au seuil de 15% (tableau C en annexe 1).

Les données de comptabilité nationale en volume (PIB et exportations) sont issues de l'OCDE. Pour les indices boursiers, l'indice retenu pour chaque pays est relativement large, par exemple le SBF250 pour la France et le S&P500 pour les États-Unis. L'indice représente la moyenne de la valeur de l'indice sur le trimestre, déflaté de l'évolution des prix à la consommation afin d'avoir un indicateur en volume. Toutes les variables sont considérées en taux de croissance et centrées, ce qui revient à supprimer la tendance de long terme des variables en niveaux.

On se concentre ainsi sur les cycles plutôt que sur la croissance à long terme et ses déterminants fondamentaux (par exemple la croissance de la productivité ou de la population qui diffèrent entre pays). Une méthode alternative plus coûteuse à mettre en œuvre, mais aussi plus sujette à controverse du fait de difficultés d'estimation, aurait

pu consister pour le PIB à s'intéresser à l'écart au PIB potentiel, l'*output gap*. Enfin, les variables sont réduites afin d'éviter que la variabilité du facteur commun provienne d'abord de la volatilité plus forte d'une des économies considérées.

Une baisse de la corrélation entre les croissances des économies

Le tableau 1 présente les corrélations instantanées entre les économies du G7 sur l'ensemble de la période d'étude et aussi sur la période allant de 1987 à aujourd'hui⁽¹⁾. On observe une forte corrélation entre les pays d'Europe continentale (France, Italie, Allemagne). De même, le Canada et les États-Unis ont des taux de croissance économique fortement corrélés. Par ailleurs, le Royaume-Uni et l'Allemagne présentent une corrélation relativement élevée avec les États-Unis, ce qui peut refléter le lien financier pour le Royaume-Uni ou l'importance des États-Unis comme partenaire commercial pour l'Allemagne et pour le Royaume-Uni. Le Japon est l'économie du G7 qui présente la plus faible corrélation avec les autres pays.

Nous avons divisé l'échantillon en deux sous-périodes à partir de 1987. En effet, dans le courant de l'année 1987, les pays du G7 ont fini de lever leurs contrôles sur les flux de capitaux. Les capitaux circulant plus librement au sein du G7, les liens entre ces économies ont pu s'en trouver renforcés. Par ailleurs, cette année correspond aussi à la mise en œuvre du marché unique européen qui précède une intensification importante des échanges de marchandises au sein des pays européens⁽²⁾.

Si l'on se limite à l'étude de la période 1987-2003, on observe une augmentation de la corrélation au sein des pays anglo-saxons (États-Unis, Canada et Royaume-Uni) mais une baisse de leurs corrélations avec les pays d'Europe continentale, comme s'il y avait une différenciation de blocs économiques. La corrélation entre le Japon et les autres pays du G7 diminue très fortement d'une période à l'autre en raison du ralentissement qui frappe le Japon au cours des années quatre-vingt-dix. De même, le choc de la réunification allemande conduit à un affaiblissement des corrélations des différents pays avec l'Allemagne, mais cet effet est beaucoup moins

Tableau 1 : corrélation des taux de croissance des PIB pour les pays du G7 de 1973 à 2003 et de 1987 à 2003

	États-Unis	Japon	Royaume-Uni	Canada	Allemagne	France	Italie
États-Unis		0,12	0,30	0,56	0,34	0,26	0,14
Japon	-0,12		0,24	0,11	0,15	0,18	0,09
Royaume-Uni	0,42	0,03		0,20	0,35	0,32	0,11
Canada	0,61	-0,07	0,57		0,22	0,30	0,22
Allemagne	0,07	0,09	0,09	-0,09		0,51	0,33
France	0,27	0,09	0,28	0,33	0,39		0,50
Italie	0,11	-0,01	0,25	0,17	0,25	0,55	

Source : OCDE, calculs des auteurs.

Note : 1973-2003 est au-dessus de la diagonale et 1987-2003 en dessous.

marqué pour les pays d'Europe continentale qui ont subi la propagation de ce choc *via* la hausse des taux d'intérêt en Europe.

Une augmentation des corrélations pour les flux commerciaux et pour les indicateurs boursiers

En moyenne, les exportations sont moins corrélées que le PIB mais les indices boursiers le sont davantage (cf. tableaux 2 et 3). Pour ces deux variables cependant, les corrélations entre pays ont en général augmenté sur la deuxième sous-période d'étude. Pour les indices boursiers, on observe aussi une plus forte corrélation entre les pays d'Europe continentale.

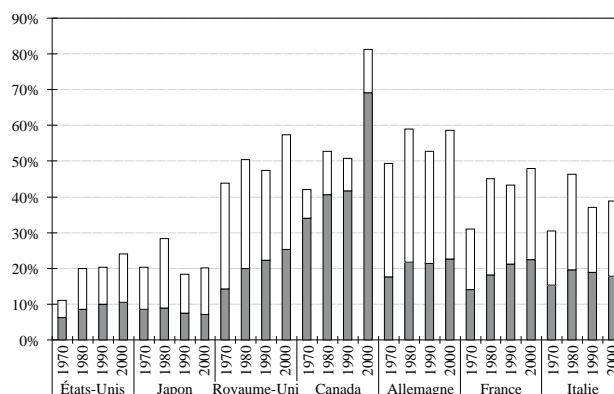
Une ouverture commerciale et financière accrue

On s'attend généralement à ce que l'augmentation des flux commerciaux et financiers entre les pays du G7 conduise à une augmentation de la synchronisation des cycles économiques entre ces pays.

Au cours des trente dernières années, les échanges commerciaux ont progressé notamment du fait de la baisse des coûts de transport et de la réduction des barrières douanières en raison des négociations au sein de l'Organisation mondiale du commerce (OMC) ou au niveau de blocs commerciaux régionaux (Aléna, Communauté européenne).

L'évolution la plus remarquable concerne le Canada, qui a bénéficié d'un accord de libre échange avec les États-Unis en 1989, étendu au Mexique dans le cadre de l'Aléna en 1994. Pour l'ensemble des autres

Graphique 1 : taux d'ouverture des pays du G7



Source : DOT et ISF, Fonds monétaire international.

Note : taux d'ouverture des pays du G7 ; en gras, le taux d'ouverture vers les autres pays du G7, en gris le taux d'ouverture vis-à-vis des autres pays.

économies, la progression de l'ouverture commerciale reste cependant modeste (cf. graphique 1). Le graphique illustre l'intégration commerciale accrue entre pays, plutôt que des comparaisons un instant donné entre pays, car il est sensible à la taille de l'ensemble considéré (ainsi, par construction, le taux d'ouverture de la zone euro est inférieur à la moyenne pondérée de ceux des pays qui la composent). Elle est plus marquée au cours des années soixante-dix que sur la période récente. Les États-Unis restent par ailleurs une économie relativement fermée avec un taux d'ouverture⁽³⁾ de 25% en 2002, soit légèrement moins que l'Union

Tableau 2 : corrélation des taux de croissance des exportations pour les pays du G7 de 1973 à 2003 et de 1987 à 2003

	États-Unis	Japon	Royaume-Uni	Canada	Allemagne	France	Italie
États-Unis		0,16	0,22	0,20	0,13	0,20	0,08
Japon	0,32		0,20	0,10	0,38	0,33	0,03
Royaume-Uni	0,34	0,20		-0,04	0,20	0,30	0,07
Canada	0,27	-0,06	0,28		0,02	0,16	0,12
Allemagne	0,19	0,35	0,08	-0,15		0,44	0,23
France	0,44	0,41	0,35	0,23	0,51		0,28
Italie	0,21	0,16	0,22	0,02	0,10	0,22	

Source : OCDE, calculs des auteurs.

Note : 1973-2003 est au-dessus de la diagonale et 1987-2003 en dessous.

Tableau 3 : corrélation des taux de croissance des indices boursiers pour les pays du G7 de 1973 à 2003 et de 1987 à 2003

	États-Unis	Japon	Royaume-Uni	Canada	Allemagne	France	Italie
États-Unis		0,42	0,66	0,78	0,60	0,68	0,50
Japon	0,36		0,45	0,44	0,35	0,45	0,33
Royaume-Uni	0,81	0,41		0,49	0,57	0,62	0,44
Canada	0,79	0,46	0,62		0,48	0,59	0,46
Allemagne	0,66	0,31	0,65	0,55		0,70	0,54
France	0,76	0,42	0,72	0,69	0,85		0,63
Italie	0,53	0,32	0,56	0,49	0,77	0,78	

Source : calcul des auteurs.

Note : 1973-2003 est au-dessus de la diagonale et 1987-2003 en dessous.

européenne. La progression des échanges avec les pays hors G7 est plus forte que la progression générale des échanges pour les États-Unis, l'Italie et la France entre 1970 et 2000. Il convient de prendre en compte l'ouverture commerciale avec des économies hors G7 dans la mesure où elle peut aussi contribuer à la transmission des cycles entre économies, *via* l'effet d'écho. Ainsi, une conjoncture dégradée aux États-Unis se répercutera sur la conjoncture en Asie par exemple, ce qui ne sera pas sans conséquences sur les exportations européennes à destination de l'Asie.

Ainsi, une augmentation de la consommation dans un pays conduit à une demande accrue d'importations. Il en résulte une augmentation du PIB des partenaires commerciaux de ce pays, et ce, d'autant plus que les économies échangent entre elles, qui elles-mêmes suscitent un surcroît d'échanges commerciaux (effet d'écho). Une plus grande intégration commerciale devrait ainsi favoriser la synchronisation des cycles.

Cependant, on peut aussi observer le résultat inverse si l'ouverture commerciale s'accompagne d'une spécialisation plus poussée des pays dans les secteurs où ils disposent d'avantages comparatifs. Dans ce cas, chaque pays est plus susceptible d'être l'objet de chocs sectoriels asymétriques. En général, la prise en compte de canaux de transmission uniquement commerciaux, comme c'est le cas dans les modèles macroéconométriques traditionnels, conduit à une sous-estimation de la synchronisation des cycles par rapport à ce qui est observé. Cela provient de la non-prise en compte des canaux financiers.

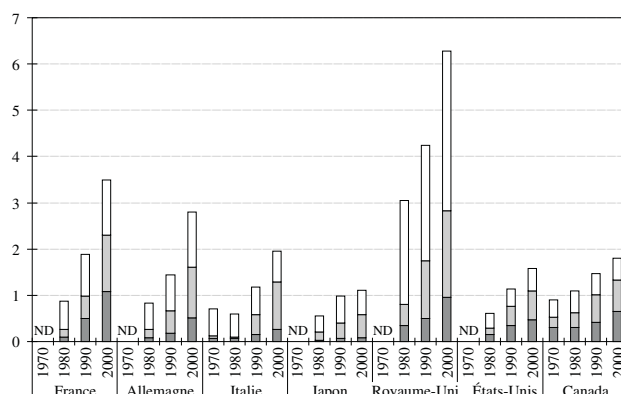
L'accélération de l'intégration financière au cours de ces trente dernières années est plus marquée que le développement des flux commerciaux. Le graphique 2 présente l'évolution de la somme des investissements à l'étranger et des investissements étrangers dans un pays donné rapportée au PIB. Cet indicateur présente l'avantage de mesurer les stocks de capitaux à destination et en provenance d'un pays. Cependant, dans la mesure où certains capitaux peuvent correspondre à un arbitrage ou à une couverture, il peut donner une estimation élevée des échanges financiers. Il ne sera donc analysé qu'en évolution par pays, ainsi considéré comme un indicateur de l'évolution de l'intégration financière du pays considéré, et non en niveau entre pays. Les investissements sont ventilés entre investissements directs étrangers, investissements de portefeuille et autres investissements. La progression est particulièrement remarquable pour les pays d'Europe dans les années quatre-vingt-dix. En France, la somme des investissements de capitaux "exportés" et "importés" est ainsi passée de 0,6 fois le PIB en 1980 à 1,2 fois en 1990 et 3,6 fois en 2000. L'éclatement de la "bulle" liée aux nouvelles technologies a cependant ramené cet indicateur à 3,3

fois le PIB en 2002. Le rôle du Royaume-Uni comme place financière internationale apparaît aussi nettement. Le Japon a connu une forte progression entre 1980 et 1990, puis une baisse suite à l'éclatement de la "bulle" en 1991 ; depuis cinq ans l'indicateur est resté stable à 1,2 soit un niveau inférieur à celui des autres pays.

L'augmentation des placements financiers à l'étranger conduit à une plus grande sensibilité de la consommation des ménages et de l'investissement des entreprises à des chocs financiers extérieurs et à une plus faible sensibilité relative à des chocs domestiques. L'intégration des marchés de capitaux rend aussi plus rapide la transmission d'information mais aussi la circulation de bruits, ce qui peut donner lieu à une sur-réaction comme lors du krach boursier de 1987. Les profits des entreprises traduisent aussi les résultats de leurs filiales à l'étranger. Hors spécialisation accrue des économies, ces éléments devraient conduire à une augmentation de la synchronisation des économies.

D'autres facteurs peuvent aussi contribuer à une plus grande synchronisation entre les économies : ainsi, plus les économies sont synchronisées, plus les politiques budgétaires et monétaires contra-cycliques mises en œuvre le sont aussi, ce qui devrait encore renforcer la corrélation entre les économies ; une meilleure circulation de l'information peut rapprocher les anticipations tant des industriels que des consommateurs, favorisant ainsi la propagation des crises de confiance ou des anticipations de hausse des rendements futurs.

Graphique 2 : intégration financière



Source : ISF, Fonds monétaire international. Pour la plupart des pays, les données sont non disponibles (ND) en 1970.

Note : ensemble des positions extérieures des pays du G7 en part de PIB (somme des investissements à l'étranger et des investissements étrangers dans le pays). En gras, les investissements directs, en gris les investissements de portefeuilles, en blanc les autres investissements. En abscisses, moyenne décennale.

Extraction de facteurs communs pour les agrégats économiques retenus

Extraction d'un cycle commun mondial à l'aide d'un modèle espace-état

Afin de décomposer le rôle d'un cycle économique mondial sur les cycles des différentes économies du G7, on utilise un modèle espace-état, qui permet de mettre en évidence une variable inobservée ou facteur commun, le cycle économique mondial. Nous avons eu recours à la procédure récursive du filtre de Kalman pour en calculer la vraisemblance⁽⁴⁾.

Le modèle se compose de deux équations, une équation de mesure et une équation d'état, qui rassemble les variables inobservées. Le modèle espace-état retenu dans cet article s'écrit de la manière suivante :

(Équation de mesure)

$$\begin{pmatrix} Y_t^1 \\ \vdots \\ Y_t^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 1 & & \\ & \ddots & & & \\ \lambda_p & 0 & & & \\ 0 & \lambda_{p+1} & & & \\ & \ddots & & & \\ 0 & \lambda_n & & & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} FC_t^1 \\ FC_t^2 \\ \varepsilon_t^1 \\ \vdots \\ \varepsilon_t^n \end{pmatrix}$$

(Équation d'état)

$$\begin{pmatrix} FC_t^1 \\ FC_t^2 \\ \varepsilon_t^1 \\ \vdots \\ \varepsilon_t^n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \mu_1 & & \\ \vdots & \vdots & & \ddots & \\ 0 & 0 & & & \mu_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} FC_{t-1}^1 \\ FC_{t-1}^2 \\ \varepsilon_{t-1}^1 \\ \vdots \\ \varepsilon_{t-1}^n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_t^1 \\ v_t^2 \\ \eta_t^1 \\ \vdots \\ \eta_t^n \end{pmatrix}$$

où $Y_t = (Y_{1,t}, \dots, Y_{n,t})'$ est le vecteur des observations (taux de croissance centrés réduits des PIB, exportations ou indices boursiers réels indiqués par $i \in [1, n]$ pour les six ou sept pays selon la modélisation retenue) ; FC_t^j sont le ou les facteurs communs ; ε_t^i sont les erreurs de mesure ; η_t^i et v_t^j , les innovations du processus, sont des bruits blancs

indépendants normaux, centrés. Pour identifier le modèle, on impose de plus la contrainte :

$$Var \begin{pmatrix} v_t^1 \\ v_t^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Par contre les écarts types des innovations η_t^i sont estimés.

Les facteurs communs représentent les cycles économiques spécifiques à chaque zone (pays anglo-saxons ou Europe continentale) et les λ_i chargent le facteur de la zone à laquelle le pays considéré appartient.

Les caractéristiques des facteurs communs sont rassemblées dans la sous-matrice A :

$$A = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{21} \\ \alpha_{12} & \alpha_{22} \end{pmatrix}$$

Les coefficients diagonaux présentent l'importance des facteurs auto-régressifs pour chaque facteur commun et les coefficients hors diagonaux modélisent la propagation du cycle d'une zone vers l'autre. Pour les facteurs communs et les variables considérées, nous avons retenu une modélisation parcimonieuse de la structure autorégressive avec seulement un seul retard.

Si l'on retient un modèle avec un seul facteur commun, celui-ci représente le cycle économique mondial commun à l'ensemble des pays du G7, auquel cas on a $p=n$, tous les λ_i s'appliquent au même facteur et la sous-matrice A se réduit à un scalaire.

La décomposition de la variance Y_t^i se calcule de la manière suivante. Les dynamiques de la variable d'intérêt et de son résidu suivent le système suivant :

$$\begin{cases} Y_t^i = \lambda_i FC_t^j + \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^i = \mu_i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \end{cases}$$

Or, par normalisation des données, on a $Var(Y_t^i) = 1$. La part de la variance de Y_t^i expliquée par le facteur commun s'écrit donc :

$$1 - \frac{Var(\eta_t^i)}{1 - (\mu_i)^2}$$

ce qui donne directement le résultat recherché, les $Var(\eta_t^i)$ faisant partie des paramètres estimés par le filtre de Kalman.

Dans le cas où l'on a deux facteurs et une propagation uniquement du premier vers le second, on a

$$\begin{cases} FC_t^1 = \alpha_{11} FC_{t-1}^1 + v_t^1 \\ FC_t^2 = \alpha_{12} FC_{t-1}^1 + \alpha_{22} FC_{t-1}^2 + v_t^2 \end{cases}$$

avec $Var \begin{pmatrix} v_t^1 \\ v_t^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$ par hypothèse d'identification.

La part de la variance du second facteur expliquée par le premier s'écrit donc :

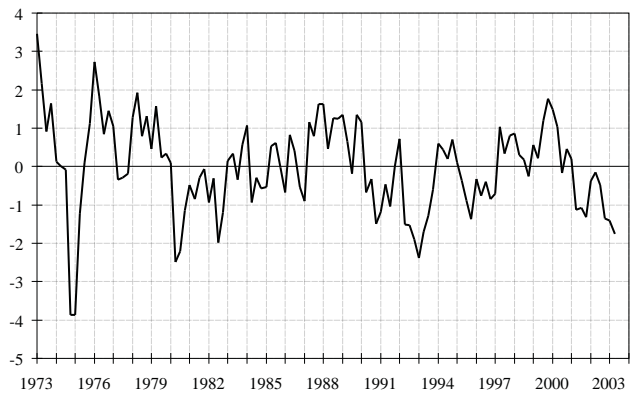
$$\frac{\alpha_{12}^2 (\alpha_{22} \alpha_{11} + 1)}{(1 - \alpha_{11}^2)(1 - \alpha_{11} \alpha_{22}) + \alpha_{12}^2 (1 + \alpha_{11} \alpha_{22})}$$

Résultat du modèle avec un seul facteur commun

Nous nous intéressons ici aux résultats obtenus avec un seul facteur commun pour tous les pays du G7. Ce facteur explique une part importante des variations des taux de croissance des pays du G7 mais le Japon se démarque nettement : sur la période totale comme sur les sous-périodes considérées, sa croissance est très peu liée au facteur commun⁽⁶⁾. Cette déconnexion du Japon par rapport au facteur commun s'observe également lorsque l'on considère les exportations ou les rendements boursiers. De plus, les résultats obtenus ne sont que très peu modifiés si l'on procède aux mêmes estimations en excluant le Japon de l'échantillon. Dans tout ce qui suit, nous avons donc considéré les pays du G7 hors Japon. Le graphique 3 représente le facteur commun de croissance G7 obtenu.

D'après celui-ci, les pays du G7 ont connu quatre épisodes récessifs : au milieu des années soixante-dix, au début des années quatre-vingt, au début des années quatre-vingt-dix et en 2000. Cela correspond bien aux faits stylisés, avec les deux chocs pétroliers, la récession de 1991 aux États-Unis suivie du ralentissement global de 1993 et enfin le retournement qui est survenu en 2000 avec l'éclatement de la "bulle" dans les secteurs des nouvelles technologies de l'information.

Graphique 3 : facteur commun mondial de croissance (hors Japon)



On observe des co-mouvements importants au sein des pays du G7. Ainsi, sur l'ensemble de la période considérée, le facteur commun explique de 15 à 62% de la variance observée sur ces variables (cf. tableau 4), les pays d'Europe continentale étant en moyenne plus liés au cycle mondial que les pays anglo-saxons.

Afin d'explorer l'éventualité d'une hausse du lien entre les croissances des pays du G7, nous avons effectué les mêmes estimations sur deux sous-périodes. Les résultats obtenus ne permettent pas d'étayer l'hypothèse que les liens entre les taux de croissance des pays du G7 se soient accrus entre ces deux périodes. En effet, la part de la variance de la croissance expliquée par le facteur n'est en hausse que pour deux pays (la France et l'Italie) mais elle est en baisse pour les autres pays et même en très forte baisse pour l'Allemagne. Ceci pourrait provenir notamment du choc de la réunification, même s'il a été transmis en partie à ses partenaires européens. Notons aussi que le facteur commun est beaucoup plus volatil sur la première période, notamment en raison des chocs pétroliers. L'écart type du facteur commun mesuré sur la première sous-période est supérieur d'un tiers à sa valeur sur la seconde sous-période.

Tableau 4 : part de la variance de la croissance expliquée par le facteur commun de croissance

	Avec le Japon			Sans le Japon		
	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1973-2003	1973-1986	1987-2003
États-Unis	22%	41%	16%	19%	39%	15%
Japon	7%	17%	4%	-	-	-
Royaume-Uni	15%	24%	18%	15%	24%	16%
Canada	23%	33%	23%	20%	32%	15%
Allemagne	34%	73%	16%	34%	78%	19%
France	53%	43%	61%	62%	43%	67%
Italie	39%	23%	31%	38%	22%	34%

Modèle avec deux zones : anglo-saxonne et Europe continentale

La modélisation précédente néglige potentiellement un phénomène important : une intégration plus poussée entre pays d'Europe continentale, du fait du marché commun et du système monétaire européen puis de l'euro, que vis-à-vis des autres pays. Nous avons donc procédé à la recherche de deux facteurs communs. Nous avons imposé comme contrainte d'identification que le premier facteur n'ait pas d'influence sur la croissance allemande et que le second n'ait pas d'influence sur la croissance américaine. On observe alors que l'influence du premier facteur sur les croissances française et italienne n'est pas significative, de même que celle du second facteur sur la croissance canadienne. En outre, l'effet du second facteur sur la croissance britannique n'est plus significatif une fois imposée la nullité de ces trois coefficients. Nous avons donc recherché deux facteurs communs en imposant la contrainte que le premier concerne les pays

anglo-saxons (États-Unis, Royaume-Uni et Canada) et le second l'Europe continentale (Allemagne, France, Italie), contrainte qui est acceptée au seuil de 17% par le test du ratio de vraisemblance⁽⁷⁾. Une étude préliminaire de ces deux facteurs estimés isolément (cf. annexe 2) montre qu'il existe un lien entre eux allant du facteur anglo-saxon vers le facteur européen. Nous avons donc à nouveau extrait ces deux facteurs en tenant compte explicitement de ce lien. Dans un premier temps, nous avons accepté l'existence d'un lien allant dans les deux sens entre les facteurs communs anglo-saxon et Europe continentale. Pour des raisons d'identification, on suppose que le facteur commun anglo-saxon a une influence sur le facteur commun européen après un trimestre et réciproquement. Le modèle ne permet pas de prendre en compte une influence contemporaine d'un facteur commun sur l'autre.

Il en ressort alors que l'influence du facteur européen sur le facteur anglo-saxon n'est pas significative (cf.

Tableau 5 : résultat de l'estimation pour le modèle avec deux facteurs communs et transmission entre la zone anglo-saxonne et la zone continentale (1973-2003)

Pays i	Indexation sur le facteur de la zone λ_i	Terme autorégressif du résidu μ_i	Écart type du résidu $\sigma_i = \sqrt{V(\eta_i^i)}$	Sous-matrice A (termes autorégressifs et coefficient de transmission)	
États-Unis	0,45 (0,12)	-0,10 (0,13)	0,69 (0,08)	α_{11}	0,86 (0,13)
Royaume-Uni	0,26 (0,07)	-0,15 (0,10)	0,90 (0,06)	α_{22}	0,56 (0,10)
Canada	0,43 (0,11)	0,16 (0,11)	0,72 (0,06)	α_{12}	0,36 (0,11)
Allemagne	0,36 (0,07)	0,02 (0,10)	0,83 (0,06)	α_{21}	-0,23 (0,15)
France	0,50 (0,09)	-0,21 (0,15)	0,62 (0,08)		
Italie	0,43 (0,07)	0,10 (0,11)	0,74 (0,06)		

Note : entre parenthèses, nous présentons les écarts types qui sont calculés à partir du gradient de la matrice d'information. Les notations correspondent à celles présentées dans la première partie. La zone 1 est la zone anglo-saxonne (États-Unis, Royaume-Uni, Canada), la zone 2 la zone d'Europe continentale (Allemagne, France, Italie).

Tableau 6 : résultat de l'estimation pour le modèle avec deux facteurs communs et transmission de la zone anglo-saxonne vers la zone continentale (1973-2003)

Pays i	Indexation sur le facteur de la zone λ_i	Terme autorégressif du résidu μ_i	Écart type du résidu $\sigma_i = \sqrt{V(\eta_i^i)}$	Sous-matrice A (termes autorégressifs et coefficient de transmission)	
États-Unis	0,57 (0,08)	-0,13 (0,15)	0,64 (0,08)	α_{11}	0,68 (0,09)
Royaume-Uni	0,29 (0,07)	-0,14 (0,10)	0,91 (0,06)	α_{22}	0,54 (0,10)
Canada	0,53 (0,08)	0,18 (0,12)	0,69 (0,06)	α_{12}	0,36 (0,11)
Allemagne	0,38 (0,07)	0,02 (0,10)	0,83 (0,06)		
France	0,53 (0,08)	-0,23 (0,16)	0,60 (0,08)		
Italie	0,45 (0,07)	0,11 (0,11)	0,73 (0,06)		

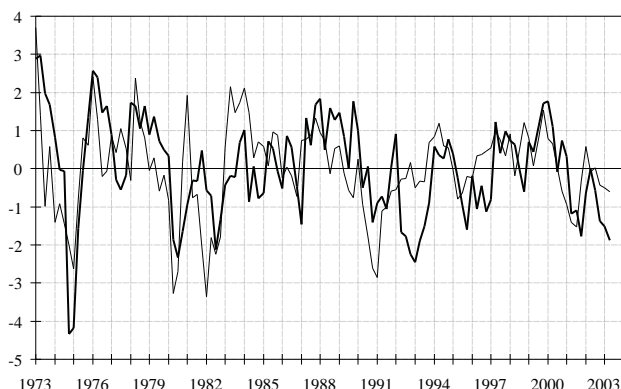
Note : entre parenthèses, nous présentons les écarts types qui sont calculés à partir du gradient de la matrice d'information. Les notations correspondent à celles présentées dans la première partie. La zone 1 est la zone anglo-saxonne (États-Unis, Royaume-Uni, Canada), la zone 2 la zone d'Europe continentale (Allemagne, France, Italie).

tableau 5), même au seuil de 10%, et n'a pas le bon signe. Dans la modélisation finalement retenue, il n'y a donc pas de transmission du facteur européen vers le facteur anglo-saxon.

Au sein de la zone anglo-saxonne, le coefficient d'indexation au facteur commun est plus élevé pour les États-Unis et le Canada que pour le Royaume-Uni. Ce résultat confirme l'impression laissée par l'étude des corrélations, selon laquelle le Royaume-Uni occupe une position intermédiaire entre les deux blocs économiques. De même, au sein des pays d'Europe continentale, le choc constitué par la réunification allemande conduit à une plus faible indexation de ce pays au facteur commun.

Les deux facteurs obtenus rendent mieux compte des faits stylisés que dans le cas d'un seul facteur. Ils font notamment ressortir qu'en 1991 les États-Unis étaient en récession alors que les pays européens n'ont connu qu'un ralentissement et que, en 1993,

Graphique 4 : facteurs communs de croissance anglo-saxon (trait fin) et européen (trait gras)



alors que l'économie américaine avait redémarré, les économies d'Europe continentale ont connu une période de turbulences (politique monétaire restrictive liée aux suites de la réunification allemande, crise du SME...) (cf. graphique 4).

Cette modélisation permet de mieux expliquer les fluctuations des croissances des pays du G7 hors Japon (cf. tableau 7). Au sein des pays d'Europe continentale, on n'observe pas de hausse claire des liens entre les taux de croissances : si la part de la variance de la croissance expliquée par le facteur commun d'Europe continentale est en hausse entre les deux sous-périodes pour la France, elle est en forte baisse pour l'Italie et surtout pour l'Allemagne. La situation est tout aussi contrastée au sein de la zone anglo-saxonne : la part de la variance expliquée progresse avec le temps pour le Royaume-Uni et le Canada mais elle baisse dans le cas des États-Unis. Par ailleurs, on note un affaiblissement du lien existant entre les deux facteurs communs pour la deuxième sous-période, mais celui-ci se renforce nettement sur les dix dernières années.

L'étude des coefficients du modèle et en particulier de la sous-matrice A (cf. tableau 8) confirme cette analyse : le coefficient des termes autorégressifs des facteurs communs augmente entre les deux sous-périodes tandis que le coefficient de transmission diminue de moitié. Si l'on se restreint à la période 1994-2003, le coefficient autorégressif diminue cette fois pour l'Europe continentale et le coefficient de transmission augmente. Cependant, ces coefficients ne sont pas significativement différents de ceux obtenus sur la première sous-période uniquement.

Tableau 7 : part de la variance de la croissance expliquée par les facteurs de croissance régionaux

	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1994-2003
États-Unis	58%	67%	43%	39%
Royaume-Uni	16%	11%	53%	27%
Canada	51%	41%	77%	76%
Allemagne	31%	49%	20%	23%
France	62%	51%	75%	67%
Italie	45%	51%	38%	28%
Facteur Europe continentale expliqué par le facteur anglo-saxon	34%	42%	33%	79%

Tableau 8 : déformation de la matrice de transmission en fonction de la sous-période considérée

	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1994-2003
α_1 , coefficient autorégressif de la zone 1	0,68 (0,09)	0,65 (0,14)	0,84 (0,07)	0,73 (0,14)
α_2 , coefficient autorégressif de la zone 2	0,54 (0,10)	0,5 (0,16)	0,55 (0,15)	0,28 (0,22)
α_3 , coefficient de transmission (de 1 vers 2)	0,36 (0,11)	0,46 (0,21)	0,23 (0,10)	1,1 (0,57)

Note : écarts types entre parenthèses.

Deux lectures de ces évolutions sont possibles. Soit les deux zones s'éloignent, même si elles ont subi, avec la formation puis l'éclatement de la "bulle" des nouvelles technologies, un choc exogène commun qui a touché l'Europe avec retard. Soit la période 1991-1993 était atypique, notamment du fait de la réunification allemande, ce qui a conduit à une décorrélation temporaire des cycles.

Renforcement des liens entre les exportations

Afin d'explorer plus avant le rôle joué par le canal du commerce dans la synchronisation des cycles économiques, nous avons cherché à isoler un ou plusieurs facteurs communs aux évolutions des exportations des pays considérés. Le but est ensuite, à partir de ces composantes communes sur le commerce, d'expliquer les évolutions observées quant à la synchronisation des cycles de croissance.

Comme dans le cas des taux de croissance, nous avons testé deux spécifications possibles : avec un seul facteur commun pour tous les pays du G7 hors Japon ou avec deux facteurs, l'un pour les pays anglo-saxons et l'autre pour les pays d'Europe continentale. Dans ce second cas, l'étude économétrique fait ressortir un lien allant du facteur anglo-saxon vers le facteur d'Europe continentale. Il

a donc été tenu compte explicitement de ce lien dans la détermination des facteurs communs.

L'étude des résultats obtenus lorsqu'on postule l'existence de deux facteurs indique que la présence du second facteur est superflue. En effet, ces facteurs ne présentent que peu de différence (cf. graphique 5) et le pouvoir explicatif des facteurs communs sur les évolutions des exportations n'est pas meilleur quand on considère deux facteurs que dans le cas où l'on n'en considère qu'un (cf. tableau 7). De plus, il apparaît que les variations du facteur commun d'Europe continentale s'expliquent en très grande partie par celles du facteur commun anglo-saxon qui présente une plus forte persistance.

Par conséquent, la modélisation avec un seul facteur commun à l'ensemble des pays considérés a été retenue. Nous appellerons par la suite ce facteur commun "facteur commun commerce". En plus des épisodes récessifs, le facteur commun commerce fait ressortir les effets de la crise asiatique sur le commerce mondial. Ainsi, on observe une augmentation du facteur commun jusqu'à la crise asiatique en 1997 puis un retournement dans le courant de 1998 et, enfin, un creux début 1999 suivi d'une reprise (cf. graphique 6).

Tableau 9 : résultat de l'estimation pour le modèle avec un seul facteur commun commerce 1973-2003

Pays i	Indexation sur le facteur de la zone λ_i	Terme autorégressif du résidu μ_i	Écart type du résidu $\sigma_i = \sqrt{V(\eta_i^i)}$	Coeff. autorégressif du facteur commun	
États-Unis	0,34 (0,08)	0,04 (0,10)	0,90 (0,06)	α_{11}	0,58 (0,10)
Royaume-Uni	0,31 (0,06)	-0,41 (0,09)	0,84 (0,06)		
Canada	0,23 (0,08)	-0,03 (0,09)	0,96 (0,06)		
Allemagne	0,45 (0,08)	-0,05 (0,10)	0,83 (0,06)		
France	0,58 (0,08)	-0,39 (0,12)	0,65 (0,07)		
Italie	0,29 (0,06)	-0,41 (0,09)	0,85 (0,06)		

Note : écarts types entre parenthèses. Les notations correspondent à celles présentées dans la première partie.

Graphiques 5 et 6 : cycle commun du facteur commerce avec deux ou un seul facteur

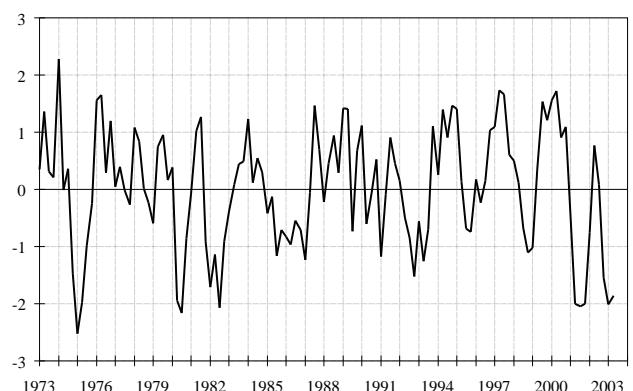
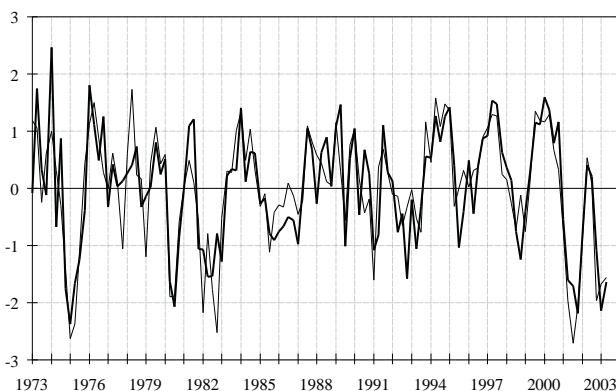


Tableau 10 : part de la variance des exportations expliquée par le facteur commun export

	Deux facteurs	Un seul facteur			
	1973-2003	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1994-2003
États-Unis	21%	19%	7%	35%	42%
Royaume-Uni	12%	16%	16%	21%	35%
Canada	18%	9%	10%	10%	24%
Allemagne	40%	31%	41%	28%	51%
France	49%	51%	35%	70%	78%
Italie	17%	13%	19%	12%	33%

Les pays qui présentent le taux d'ouverture le plus faible ont un coefficient d'indexation au facteur commun aussi plus bas (tableau 9). Sur l'ensemble de la période, les co-mouvements des exportations sont notables : le facteur commun commerce explique de 10 à 50% des variations des exportations des pays considérés. Qui plus est, ils se sont nettement renforcés entre les deux sous-périodes considérées (cf. tableau 10), en ligne avec l'intégration commerciale croissante observée. L'intensification des liens commerciaux, entre ces pays mais aussi vis-à-vis de pays tiers, serait donc de nature à renforcer la synchronisation des cycles commerciaux entre les pays du G7 (hors Japon).

Renforcement des liens entre indices boursiers

Afin d'étudier le second canal de synchronisation des cycles évoqué, nous avons appliqué la même démarche aux évolutions boursières réelles, c'est-à-dire les évolutions trimestrielles des cours boursiers corrigées des évolutions des prix.

Nous avons été amenés à tester deux spécifications alternatives, avec un seul facteur commun ou avec deux facteurs communs, un pour l'Europe continentale et un pour les pays anglo-saxons. À la différence des cas précédents (croissance et commerce), il ne ressort pas de propagation d'une zone vers l'autre, ce qui de prime abord peut paraître étonnant. Ceci tient sans doute à une synchronisation plus rapide à s'établir, qui ne permet pas d'identifier sur données trimestrielles l'existence d'une propagation dans un sens ou dans l'autre.

En fait, la présence d'un second facteur apparaît également superflue dans ce cas car les deux facteurs extraits sont à nouveau très proches l'un de l'autre (cf. graphique 7) ; la part de la variance des rendements boursiers expliquée par les deux facteurs est peu différente de celle expliquée par un seul facteur (cf. tableau 8) ; l'absence de propagation d'un facteur vers l'autre vient du fait qu'ils sont fortement corrélés en contemporain et non en retardé. La périodicité trimestrielle de nos séries ne permet pas de déceler de manière flagrante d'éventuels phénomènes de propagation qui seraient présents dans des séries à très haute fréquence.

Par conséquent, nous avons retenu la modélisation à un seul facteur commun pour l'ensemble des pays considérés. Le facteur commun boursier fait principalement ressortir deux événements (cf. graphique 8) : d'une part, le krach boursier de la fin 1987, d'autre part, la mauvaise orientation des marchés boursiers de la fin 2000 à la fin 2002. On observe également, mais avec une bien moindre ampleur, les épisodes récessifs enregistrés par le PIB. Ce facteur correspond donc bien aux faits stylisés et il présente des mouvements marqués qui lui sont propres.

Sur l'ensemble de la période, les co-mouvements des performances boursières sont très importants pour les six pays considérés. Tous les coefficients λ_i sont élevés et significatifs (cf. tableau 11). Ils sont par ailleurs en moyenne supérieurs à ceux obtenus pour le PIB et les exportations. Le facteur commun

Graphiques 7 et 8 : cycle commun du facteur boursier avec deux ou un seul facteur

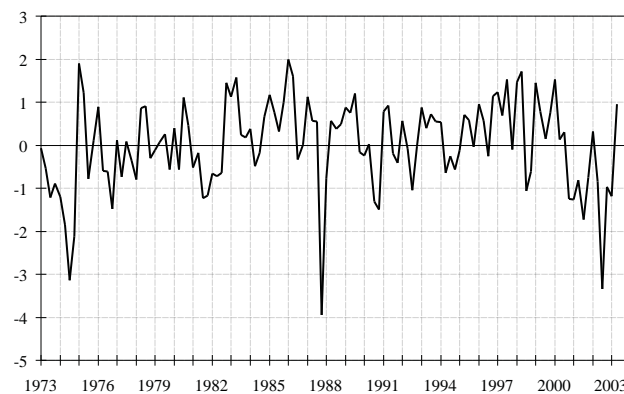
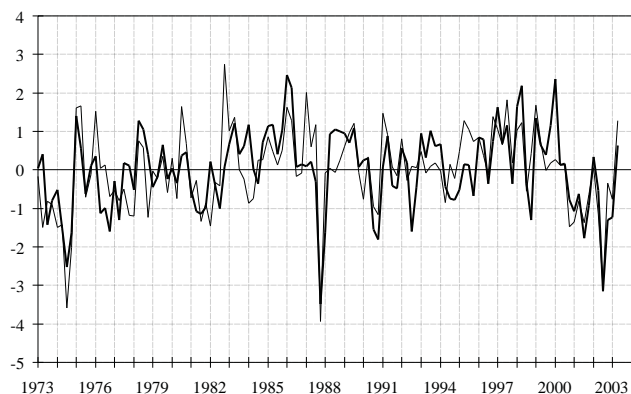


Tableau 11 : résultat de l'estimation pour le modèle avec un seul facteur commun boursier 1973-2003

Pays i	Indexation sur le facteur de la zone λ_i	Terme auto-régressif du résidu μ_i	Écart type du résidu $\sigma_i = \sqrt{V(\eta_i)}$	Coefficient autorégressif du facteur commun	
États-Unis	0,79 (0,07)	0,21 (0,14)	0,49 (0,05)	α_{11}	0,39 (0,09)
Royaume-Uni	0,69 (0,08)	0,16 (0,10)	0,67 (0,05)		
Canada	0,70 (0,08)	0,07 (0,11)	0,65 (0,05)		
Allemagne	0,67 (0,08)	0,28 (0,10)	0,64 (0,05)		
France	0,75 (0,07)	0,26 (0,12)	0,53 (0,05)		
Italie	0,58 (0,08)	0,24 (0,10)	0,73 (0,05)		

Note : écarts types entre parenthèses. Les notations correspondent à celles présentées dans la première partie.

Tableau 12 : part de la variance des évolutions boursières réelles expliquée par le facteur commun boursier

	Deux facteurs	Un seul facteur			
	1973-2003	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1994-2003
États-Unis	100%	75%	87%	66%	69%
Royaume-Uni	44%	54%	42%	60%	68%
Canada	61%	58%	62%	55%	55%
Allemagne	60%	56%	41%	76%	85%
France	83%	70%	45%	92%	93%
Italie	49%	43%	32%	63%	67%

explique plus de la moitié des variations de leurs rendements boursiers (cf. tableau 12). Ce lien s'est nettement renforcé entre les deux sous-périodes, sauf dans le cas des États-Unis où il est en baisse mais reste à un niveau élevé et au Canada où il est stable. Les cycles boursiers semblent donc également avoir évolué dans le sens d'une plus grande synchronisation, particulièrement en Europe continentale.

Baisse de la synchronisation des croissances économiques ces quinze dernières années : éléments explicatifs

Dans cette partie, nous nous intéressons au pouvoir explicatif des facteurs communs spécifiques issus de l'analyse précédente pour la croissance des économies. Nous régressons la croissance du PIB dans chaque pays sur les facteurs communs commerce et boursier en supposant que les facteurs agissent avec au maximum quatre retards. Cette structure parcimonieuse permet d'obtenir des résidus satisfaisants.

Nous calculons ensuite la variance expliquée par les régresseurs (cf. tableau 13). Le pouvoir explicatif de ces deux éléments est généralement inférieur à celui du facteur commun croissance pris isolément si l'on prend en compte la période complète. Ce modèle est

relativement plus explicatif sur la première sous-période que pour la seconde. Une partie de la perte d'information provient peut-être de ce que les caractéristiques régionales ne sont pas présentes dans les facteurs commerce et boursier alors qu'elles l'étaient dans une analyse au niveau du PIB. Par ailleurs, la première sous-période a été soumise à deux chocs pétroliers qui se sont transmis à l'ensemble des économies.

Dans l'analyse des facteurs communs de croissance, nous avons déjà noté une baisse du pouvoir explicatif du facteur commun entre les deux sous-périodes. Ce résultat est renforcé dans le cadre de cette décomposition. La baisse du pouvoir explicatif du facteur boursier est d'ailleurs particulièrement importante. Ce résultat conduit à interpréter de manière prudente l'impact de l'intégration économique et financière. Plusieurs facteurs peuvent constituer des éléments d'explication. La sphère financière, si elle devient plus intégrée internationalement, prend peut-être plus d'autonomie vis-à-vis de la sphère réelle. Cela est d'autant plus vrai si elle est soumise à des mouvements de baisse simultanée des marchés boursiers, comme en 1987, ou de spéculation comme avec la "bulle" technologique jusqu'en 2000-2001. Ces résultats tiennent cependant peut-être aussi en partie au rôle des chocs asymétriques du début des années quatre-vingt-dix (récession américaine et réunification allemande). En effet, en estimant chacun des facteurs communs uniquement sur la

Tableau 13 : part de la variance de la croissance expliquée par le facteur commun des exportations et par le facteur commun boursier

	1973-2003		1973-1986		1987-2003		1994-2003	
	Commerce	Boursier	Commerce	Boursier	Commerce	Boursier	Commerce	Boursier
États-Unis	12%	10%	59%	22%	11%	12%	27%	53%
Royaume-Uni	6%	5%	10%	14%	12%	5%	14%	42%
Canada	16%	3%	63%	9%	18%	19%	33%	42%
Allemagne	17%	5%	58%	22%	13%	3%	25%	29%
France	35%	2%	53%	2%	31%	2%	48%	15%
Italie	14%	6%	32%	33%	30%	4%	67%	23%

période 1994-2003, on note une augmentation pour l'ensemble des pays du rôle explicatif à la fois du facteur boursier et du facteur commerce.

Enfin, nous essayons d'expliquer les facteurs communs de croissance. L'objectif est de déterminer, dans les co-mouvements des économies, le rôle joué par chacun des facteurs qui pourraient expliquer la synchronisation des économies.

On constate alors trois phénomènes (cf. tableau 14) :

- le pouvoir explicatif des facteurs communs commerce et boursier sur les facteurs communs croissance est en nette baisse entre les deux périodes. Ici aussi, nous observons une augmentation de leurs pouvoirs explicatifs si nous nous restreignons à la période 1994-2003 ;
- les variations du facteur commun d'Europe continentale s'expliquent beaucoup mieux par les facteurs communs commerce, boursier et anglo-saxon que le facteur commun croissance anglo-saxon. La conjoncture économique de l'Europe continentale serait donc plus liée à l'environnement international que celle des pays anglo-saxons ;
- la part de la variance du facteur croissance de l'Europe continentale non expliquée par les facteurs

commerce et boursier mais expliquée par le facteur commun anglo-saxon est faible, mais en hausse sensible entre les deux sous-périodes.

Conclusion

L'accélération des interdépendances commerciales et financières entre les pays du G7 depuis quinze ans n'a ainsi pas conduit à une augmentation de la synchronisation des économies. Ce constat de prime abord paradoxal peut s'expliquer par la baisse de chocs communs sur cette période mais aussi par l'importance de chocs spécifiques au début des années quatre-vingt-dix pour chacune des zones que nous avons identifiées. En effet, en se restreignant à la période 1994-2003, le pouvoir explicatif des facteurs communs boursiers et commerciaux a augmenté. Les résultats ne permettent toutefois pas de conclure à une augmentation de la synchronisation des croissances économiques.

Tableau 14 : part de la variance des facteurs communs de croissance expliquée par les autres facteurs communs

Période	Facteurs communs explicatifs	Facteurs communs croissance expliqués	
		Anglo-saxon	Europe continentale
1973-2003	Commerce	19%	38%
	Boursier	11%	4%
	Croissance anglo-saxon *		5%
1973-1986	Commerce	33%	51%
	Boursier	29%	25%
	Croissance anglo-saxon *		2%
1987-2003	Commerce	15%	32%
	Boursier	18%	5%
	Croissance anglo-saxon *		13%
1994-2003	Commerce	27%	47%
	Boursier	44%	26%
	Croissance anglo-saxon *		6%

(*) : ces parts de variance expliquées diffèrent de celles présentées dans le tableau 3. En effet, il s'agit ici des parts de la variance du facteur commun croissance de l'Europe continentale qui n'est pas expliquée par les facteurs communs commerce ou boursier mais qui l'est par le facteur commun croissance anglo-saxon.

Notes

- (1) Les données utilisées sont présentées en annexe 1.
- (2) Le choix de 1986 comme année charnière peut être sujet à discussion et nous discuterons plus loin de la sensibilité des résultats à cette coupure. L'accélération des flux financiers internationaux en Europe continentale a lieu dans la seconde moitié des années 1980 tandis qu'elle a plutôt lieu au début de cette décennie pour les pays anglo-saxons. Tous les pays connaissent cependant une accélération nette des flux financiers au cours de la décennie suivante. D'autres études (Monfort *et alii*, 2003, ou Kose *et alii*, 2003) retiennent la même date de rupture.
- (3) Le taux d'ouverture est défini ici comme le ratio de la somme des exportations et des importations sur le PIB.
- (4) La maximisation de la vraisemblance est faite à l'aide de l'algorithme d'optimisation numérique BFGS de GAUSS. Cet algorithme donne cependant un optimum local qui dépend donc des conditions d'initialisation. Nous avons généralement retenu comme point de départ des paramètres des valeurs moyennes (coefficient autorégressif proche de $\frac{1}{2}$, écart type du résidu proche de 1...). Nous avons vérifié que les résultats n'étaient pas sensibles à ces valeurs de départ : leur modification conduisait, soit à des paramètres voisins, soit à la divergence de l'algorithme.
- (5) Pour une exposition plus détaillée du filtre de Kalman, voir Gouriéroux et Monfort (1995), Hamilton (1994) ou Kim et Nelson (1998). La méthodologie retenue dans cet article est aussi proche de celle présentée par Monfort, Renne, Ruëffer et Vitale (2002).
- (6) Dans un modèle avec un seul facteur mondial sur l'ensemble de la période, seul 7% de la variance du PIB japonais est expliquée par le facteur commun, contre de 15% à 53% pour les autres pays. Le facteur commun est plus explicatif sur la première sous-période que sur la deuxième (17% contre 4%), mais il reste bien inférieur aux résultats pour les autres pays (cf. tableau 4). Pour la deuxième sous-période, le coefficient du facteur commun pour le Japon n'est pas significatif, même au seuil de 10%. Exclure le Japon permet d'augmenter le pouvoir explicatif du facteur commun de 1 à 2 points en moyenne pour la plupart des pays sur la première sous-période et n'a aucun effet pour la deuxième sous-période.
- (7) On teste la nullité jointe des quatre paramètres précédents.

Bibliographie

- Doyle B. Et Faust J. (2005).** "Breaks in the Variability and Co-Movement of G-7 Economic Growth", *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 87 (4).
- Forbes K. et Chinn M. (2003).** "A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time", *Working Paper*, n°9555, NBER.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1995).** *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica.
- Hamilton J. (1994).** *Times Series Analysis*, Princeton University Press.
- Heitz B., Hild F., Monfort B. (2004).** "Synchronisation des cycles au sein du G7 et intégration commerciale et financière", in *Note de conjoncture*, INSEE, mars 2004.
- FMI (2001).** "International Linkages: Three perspectives", in *World Economic Outlook*, Fonds Monétaire International, octobre.
- Kim C.-J. et Nelson C. (1998).** *State space models with regime switching*, MIT Press.
- Kose A., Prasad E. et Terrones M. (2003).** "How Does Globalization Affect the Synchronisation of BS?", *Working Paper*, FMI
- Monfort A., Renne J.-P., Ruëffer R. et Vitale G. (2002).** "Is Economic Activity in the G7 Synchronized?", miméo.
- Stock J. et Watson M. (2003).** "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics", *Working Paper*, n°9859, NBER.

Annexe 1 : les données

Tableau A : sources

Séries	Sources :
Origine et source des échanges et flux financiers.	Direction du commerce (DOT) et Statistiques financières internationales (SFI), FMI.
Séries macroéconomiques	PIB et exportations, comptes nationaux trimestriels, OCDE.
Indices boursiers	
États-Unis	Indice Standard and Poor's 500
Japon	Indice Topix
Royaume-Uni	Indice Financial Times 100
Canada	Indice composite TSE 300
Allemagne	Indice FAZ 100
France	Indice SBF 250
Italie	Indice BCI

Tableau B : ordres d'intégration

Pays	Variable	Statistique du test ADF, avec constante, sans tendance	Seuil d'acceptation de l'hypothèse de non stationnarité
États-Unis	PIB	1,64	10%
	Exportations	0,63	10%
	Indice boursier	-0,80	10%
Japon	PIB	-1,11	10%
	Exportations	0,37	10%
	Indice boursier	-1,61	10%
Royaume-Uni	PIB	0,69	10%
	Exportations	0,79	10%
	Indice boursier	-1,68	10%
Canada	PIB	1,08	10%
	Exportations	0,53	10%
	Indice boursier	-0,87	10%
Allemagne	PIB	-0,36	10%
	Exportations	1,40	10%
	Indice boursier	-1,68	10%
France	PIB	0,30	10%
	Exportations	1,75	10%
	Indice boursier	-1,40	10%
Italie	PIB	-0,58	10%
	Exportations	0,30	10%
	Indice boursier	-2,99	2,5%

Des tests supplémentaires, non présentés ici, montrent que les séries en différence sont stationnaires.

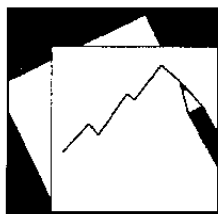
Tableau C : tests de causalité, au sens de Granger, des variations des indices boursiers nationaux vers les variations des PIB nationaux

Pays	F-stat	Seuil de rejet de l'hypothèse de non causalité
États-Unis	2,95	2,4%
Japon	1,88	11,9%
Royaume-Uni	5,49	0,0%
Canada	1,89	11,8%
Allemagne	1,87	12,1%
France	2,63	3,9%
Italie	0,44	78,3%

Annexe 2 : tests de causalité, au sens de Granger, entre les facteurs

	<i>Causalité au sens de Granger</i>											
	Facteur commun croissance zone anglo-saxonne $t-i$			Facteur commun croissance zone euro $t-i$			Facteur commun export $t-i$			Facteur commun boursier $t-i$		
	1973-2003	1973-1986	1987-2003	1973-2003	1973-1986	1973-1986	1987-2003	1973-1986	1987-2003	1973-2003	1973-1986	1987-2003
Facteur commun croissance zone anglo-saxonne t	0,00**	0,00**	0,00**	0,21	0,85	0,14	0,05*	0,24	0,10*	0,08*	0,56	0,05*
Facteur commun croissance zone euro t	0,06*	0,02**	0,16	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,00**	0,05*	0,01**	0,24	0,21
Facteur commun export t	0,10*	0,04**	0,27	0,08*	0,12	0,17	0,00**	0,12	0,03**	0,03**	0,27	0,00**
Facteur commun boursier t	0,59	0,32	0,01**	0,32	0,14	0,02**	0,87	0,13	0,56	0,00**	0,13	0,00**

Lecture : la valeur mentionnée dans le tableau correspond à la probabilité d'accepter la non causalité d'un facteur commun vers un autre.



WP/00/69

IMF Working Paper

Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies: Possible Impact of a New Basel Accord

Brieuc Monfort and Christian Mulder

IMF Working Paper

Policy Development and Review Department

Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies: Possible Impact of a New Basel Accord

Prepared by Brieuc Monfort and Christian Mulder ¹

Authorized for distribution by Scott Brown

March 2000

Abstract

The views expressed in this Working Paper are those of the author(s) and do not necessarily represent those of the IMF or IMF policy. Working Papers describe research in progress by the author(s) and are published to elicit comments and to further debate.

The Basel Committee on Banking Supervision has proposed linking capital requirements for bank loans to ratings by commercial credit rating agencies. Estimates for 20 emerging market economies show that sovereign ratings react procyclically to crisis indicators. Ratings deteriorate if the real effective exchange rate depreciates, in contrast with the positive effect on overall debt service capacity depreciations are normally supposed to have. Simulations show that linking capital requirements to ratings would have drastically increased these requirements during the crisis periods after decreasing them in the run up to the crises. Simulations suggest modest efficiency gains of using sovereign credit ratings for capital requirements on emerging market lending.

JEL Classification Numbers: G28, E32, E5, F34

Keywords: Rating agencies, capital requirements, economic crises, emerging markets.

Author's E-Mail Address: CMulder@IMF.org

¹ We would like to thank Caroline van Rijckeghem and Jens Nystedt—without their help this paper could not have been prepared—and Richard Abrams, Jens Dalsgaard, Patricia Jackson, Charles Kramer, and Michael Taylor for very useful discussions and feedback. We also thank colleagues for their insightful remarks at two internal seminars, and Tessa van der Willigen for encouragement.

Contents	Page
I. Introduction and Summary.....	3
II. Explaining Sovereign Ratings.....	7
Experience with estimating rating models.....	7
Specification.....	8
Results for the static specification.....	8
Results for the dynamic specification.....	10
The response to external crises indicators.....	11
Differences in behavior during and out of crises.....	14
III. Simulating Capital Requirements Under The Proposed Accord.....	15
IV. Prudential Efficiency: the Impact of Relative Rankings.....	18
The relation between capital requirements and volatility of risks.....	18
The role of ratings in determining capital requirements across countries.....	19
The differentiation in capital requirements by rating category.....	22
The duration of lending.....	24
V. Conclusions.....	25
References.....	29
Appendix I: Rating Emerging Economies.....	32
Appendix II: Data Appendix.....	35

I. INTRODUCTION AND SUMMARY

The current system of capital requirements for international lending by banks has generally been faulted for contributing to the crises that swept through emerging market countries during the past five years. Many have charged that the system has contributed to imprudent lending practices and volatility in lending by providing insufficient incentives for banks to discriminate between countries depending on the soundness of their policies and fundamentals.²

Under the current system, risk weighting for sovereign loans depends largely on OECD membership. Under the 1988 Capital Accord, bank lending to the sovereigns of OECD countries is not subject to capital requirements.³ The weaknesses of this approach are illustrated by the fact that two newly minted OECD countries, Mexico and Korea, suffered major crises shortly after their anointment and ensuing reduction in capital requirements. In addition, under current arrangements, short-term lending to banks of emerging market economies is subject to very limited capital requirements. This has been faulted for contributing to an overly short maturity structure of emerging market country debt.

For emerging market economies and the banks lending to these countries, these are important issues. Bank lending to emerging market economies increased to about 1 trillion dollars by mid-1997, and turned out to be the least stable category of funding for these countries in the later half of the 1990s, with massive inflows especially in 1995, 1996, and early 1997, and large outflows from mid-1997 onward.

Table 1: Bank Loans to and Debt Securities Issued by Developing Countries
(In billions of U.S. dollars unless otherwise indicated)

	Dec-93	Dec-94	Dec-95	Dec-96	Dec-97	Dec-98
Bank loans to developing countries 1/	596	653	735	838	931	866
o/w: short-term	317	350	408	465	520	437
Debt securities of developing countries 1/	122	161	184	270	355	414

1/ Source of data: BIS. Includes developing countries and transition economies and Turkey, but excludes Hong Kong and Israel. Securities by nationality of issuer.

In June of 1999 the Basel Committee on Banking Supervision (hereafter the Basel Committee or BBS) launched a proposal for a new capital adequacy framework to replace the

²Cf. Inter alia *The Economist*, "On Watch" May 15, 1999, "Capital Idea," April 17, 1999.

³The 1988 Accord provided for three weights for capital requirements: 0 percent for OECD government bonds, 20 percent for all claims on OECD banks and short-term claims on non-OECD banks, and 100 percent for claims over one year on banks, corporates and sovereigns of other countries, implying that banks have to set aside capital equal to respectively to 0 percent, 1.6 percent and 8 percent of such loans.

1988 Accord (BBS 1999).⁴ The key change affecting emerging market lending in the proposal by the Basel Committee is to use assessments for sovereigns by rating agencies based on long-term foreign currency obligations to determine risk weighting. The proposed weighting for sovereign loans is detailed in the first column of Table 2.⁵

At face value, the proposal to link capital requirements to foreign currency credit ratings is an important step forward as the rating agencies aim to capture some of the systemic repayment risk. Following a rapid growth in ratings in the 1990s, coinciding with the spurt in bond financing shown in Table 1, ratings are now widely conducted: about one hundred countries currently have a sovereign debt rating.

However, there are three main problems with using ratings for capital requirements:

- The relation between sovereign ratings and repayment risks is *not well tested*. Contrary to corporate ratings, the track record of rating agencies is limited in the area of sovereigns as recognized both by the Basel Committee and the rating agencies themselves: for example, three quarters of the ratings of emerging market economies are no more than five years old (see Appendix I Table 10).⁶ The IMF staff (1999), in its review of rating agencies, highlights, in addition to the limited track record, the lack of an explicit and probabilistic methodology and limited resources devoted by rating agencies to sovereign ratings.
- Sovereign ratings could be *procyclical*, although the aim of the rating agencies seems to be to see through the business cycles of the countries, i.e., to be cycle neutral and avoid unnecessary and foreseeable changes in ratings (Treacy and Carey 1998, IMF 1999). One could argue that capital requirements should instead be countercyclical: during a normal

⁴The 1988 Accord is commonly acknowledged to have made a major contribution to international bank regulation and supervision. It has helped to reverse the downward trend in capital adequacy, and contributed to a level playing fields within G-10 countries and elsewhere (De Swaan, 1998).

⁵Sophisticated banks could use their own internal ratings. The Basel Committee also advocates making use of other bodies performing similar assessments, such as export agencies in the G-10 countries, as the committee expresses doubt about the performance of the main rating agencies. Data on export credit agency tariffs that can be seen as a proxy for their ratings are scant.

The other key change is the proposal to increase the capital requirements on short-term interbank loans—the maturity in the definition of short-term loans is reduced from 12 to 6 months, and the requirements are increased for loans to banks in countries with a rating of triple B or less.

⁶Ratings of sovereigns date back to the 1920s, but such ratings were mostly abandoned until the 1970s (Standard and Poor, August 1998).

Table 2: Proposed Risk Weights

Sovereign Rating		Proposed Risk Weight			
Standard and Poor's	Moody's	Sovereign loans	Interbank loans		Corporates
			Option I 1/	Option II 2/ 3/	
AAA to AA-	Aaa to Aa3	0%	20%	20%	20%
A+ to A-	A1 to A3	20%	50%	20%	20%
BBB+ to BBB-	Baa1 to Ba1	50%	100%	50%	50%
BB+ to B-	Ba1 to B3	100%	100%	100%	100%
Below B-	Below B3	150%	150%	150%	150%
Unrated	Unrated	100%	100%	100%	100%
1998 Accord:	OECD	0%	20%	20%	100%
	Non-OECD	100%	100%	20% 4/	100%

1/ Risk weighting based on the weighting of the sovereign of the country in which the bank is incorporated.

2/ Risk weighting based on assessment of individual bank, which is assumed here (in contrast to the presentation in the proposal) to be the highest possible. The risk weight is 50 percent for unrated banks unless capped by the sovereign rating.

3/ For short-term claims the risk weight of the individual bank is one category more favorable. The proposed Accord defines short-term as six months maximum.

4/ Short-term loans. The 1988 Accord defines short-term as one year maximum.

downturn in the business cycle some of the factors for which a capital cushion is needed are materializing and capital should be applied for those purposes.⁷

- For sovereigns the aim of rating agencies appears to be to capture *default risk* rather than the *unexpected loss* i.e. a measure of the potential for higher than usual losses (Moody's 1991, Standard and Poor's 1998).⁸
 - ♦ The focus of rating agencies on default risk could limit their usefulness in the Capital Accord. The focus of capital requirements should, in contrast, be on covering the unexpected loss with a high probability (Jackson and Perraudin 1999),⁹ i.e., to secure

⁷ If the objective of capital requirements is to have a constant small probability of insolvency, capital requirements can be smaller during expected downturns in the business cycle when write-offs are relatively high but are expected to decline.

⁸ Expected loss, which is a function of default risk and the recovery rate of defaulted loans is in principle priced into loans. This point is not a critique of rating agencies, but reflects on their usefulness for capital requirements.

⁹ Whether capital should also cover some of the expected losses resulting from changes in the outlook since the origination of the loan depends on whether banks provision separately for this element of loss. Jackson

(continued...)

bank soundness and limit the likelihood of insolvency (Greenspan 1998).¹⁰ Thus there appears to be a gap between the target of the Accord (to provision against unexpected loss), and the instrument (ratings), which measures “default risk.”¹¹

- ◆ The focus on default risk rather than loss, is also potentially problematic for use in the Capital Accord because default risk for emerging market economies is more prone to contagion and spill-over than expected loss because countries are susceptible to liquidity crises.¹² an unexpected liquidity crisis in a major borrower could trigger a downgrade of that country. This could trigger expectations of downgrades in other countries, as the risk of default in these countries increases, and increased capital requirements and withdrawal of funds, and contribute to the chance these countries indeed will need to resort to a default as their reserves are depleted. It should be noted that a default that is invoked as a protection for a liquidity run does not necessarily imply an expected loss as the solvency of the country need not be fundamentally effected. In other words during such a period of contagion, as at end 1997, there may be an increased divergence between “unexpected (NPV) loss” and the “probability of default” which makes the use of ratings during such periods a less suitable proxy for capital requirements.

Whereas the latter is an a prior argument against the use of ratings for capital requirements when contagion is a concern, the other potential issues are essentially questions of degree. It requires estimations and simulations to shed light on the extent to which these are indeed major issues. To examine the nature of the ratings and the degree of procyclicality, we estimate and present in Section II a model of ratings for sovereigns of emerging market economies focusing on sovereign ratings for 20 of the larger emerging market economies on a semiannual basis from 1994-99. The sample covers basically all emerging market countries for which a relatively long time series is available and captures about 75 percent of private emerging market lending (see Figure 3 in Appendix II). We focus on the two main rating agencies, Moody's and Standard and Poor's, and also study the ratings published by Institutional Investors, which are compiled relying inter alia on experts of the largest

and Perraudin 1999 contains a useful overview of relevant research on the relation between ratings and capital requirements.

¹⁰ Apparently, rating agencies concentrate on default risk for sovereigns because they have difficulty capturing expected loss for sovereigns. This may reflect the general problem that defaults of sovereigns are infrequently observed and depend on willingness to pay and not only ability to pay.

¹¹ For corporations the correlation between the ratings and the default probability varies considerable with the duration (Moody's January 1999): the relative risk of highly rated corporations increases much more rapidly over time than the risk of low rated corporations.

¹² It is important to note here that while corporations can seek protection in Chapter 11 type bankruptcy proceedings from a liquidity squeeze, and banks can usually resort to a domestic lender of last resort, countries have only a generally quite limited resort to liquidity support from the IMF or other central banks.

international banks and might give some insights into how internal ratings of banks might perform. Estimations of ratings behavior point to procyclicality, and a tendency to downgrade following relatively deep crises and depreciations of the real effective exchange rate.

To understand the impact of ratings on capital requirements we simulate and present in Section III the impact that actual ratings changes would have had on capital requirements, assuming that the proposed Accord had been in place from early 1994 on. The simulation suggests that overall capital requirements would have been rather procyclical, with requirements falling ahead of the Asian crisis and steeply increasing during the crises. We contrast this procyclical impact of the proposed system with the positive impact it may have on efficiency through the increased capital requirements for lending to countries that are deemed more risky (in Section IV). The calculations suggest that the impact may only be modest—if indeed positive.

Section V concludes the paper. Appendix I contains a brief presentation of ratings used as well as their methodology.¹³ Appendix II discusses data and their sources.

II. EXPLAINING SOVEREIGN RATINGS

Experience with estimating rating models

Since agencies have commenced to rate a much larger number of countries, a few empirical studies have been conducted to estimate models that can explain such ratings. Cantor and Packer (1996) claimed some early success in estimating ratings of Moody's and Standard and Poor's (SPM) of 23 industrial and 26 developing countries for September 1995. In sharp contrast to the complexity of the SPM methodologies, they found that credit ratings can be explained up to 90 percent by a small number of economic variables (better ratings were associated with high per capita income, low inflation, a low ratio of foreign currency external debt to exports) and various dummies (the absence of history of defaults on foreign currency debts since 1970, and a high level of economic development as measured by the classification as an industrialized country by the IMF).

Estimating the same relation over time reveals that it is not stable. Using Cantor and Packer's methodology, Juttner and McCarthy (1998) found that the relation used by Cantor and Packer was deteriorating if estimated for subsequent years, especially 1998. They introduced some additional variables, but found that results were still not stable and varied from year to year, leading these authors to the conclusion that rating behavior changes during crises and cannot be predicted. However, their results should not come as a surprise: the rating agencies after all attempt to see through cycles. The short-run relation with fundamentals is thus not the

¹³The 1999 IMF Capital Markets Report contains a detailed overview of rating agencies (IMF 1999).

same as the long-run relations, and the result of static estimations can thus be expected to change from one year to another.

Specification

To capture behavior of the rating agencies that changes over time we will estimate a dynamic relation of the error correction type which is well suited to deduce the difference between short-run and long-run relations. Moreover, we will estimate the relation only for emerging market economies, as rating behavior for industrialized countries may well be quite different (the degree of inertia in ratings, for example appears to be significantly larger for industrialized country ratings).¹⁴

$$(1) \quad \text{Rating}_{i,t} = \alpha \text{Rating}_{i,t-1} + \sum_j \beta_j \Delta X_{j,i,t} + \sum_j \gamma_j X_{j,i,t-1} + c + \varepsilon_{i,t}$$

In this equation, i indicates the rating agency whose ratings are estimated, X the set of exogenous variables, Δ first differences and c the constant. For the set of exogenous variables we use the variables used in the papers discussed above, and variables commonly used in models of bond spreads for emerging market economies. Table 3 contains an overview of these variables and their abbreviations, and an overview of the variables used in three other key studies quoted above. The acronyms are used throughout this paper. The models of bond spreads quoted contain a few additional variables to explain creditworthiness (notably the debt service ratio, investment over GDP, and short-term debt over reserves) which we will use here as well.

Results for the static specification

In view of the large number of variables and to be able to compare our results to those found by others, we first estimate a static version of equation (1) (i.e., with α and β zero) in line with Cantor and Packer and Juttner and McCarthy. The results are presented in Table 14 (at the end of the paper).¹⁵ Only 8 out of 15 variables (not counting multiple lags) are significant and have the expected sign. The results for the various ratings are remarkably similar, and

¹⁴The need to test a dynamic specification is also evident from the results of Ul Haque, Kumar, Mark, and Mathieson (1997) who studied, in the absence of ample data on the more widely used and frequently updated ratings of SPM, ratings provided by Euromoney, Institutional Investor, and the Economic Intelligence Unit for 60 developing economies from 1980 to 1993. Their study shows that these ratings display a high degree of inertia and implied long-run elasticities that are much higher than short-run elasticities.

¹⁵As a selection procedure we commenced with the full set of X variables but with one each of variables with multiple lags. Debt over exports is consistently more significant than debt over GDP. The variables defined over longer periods, mostly three or four years, to indicate averaging out of trends, were not as significant as the trends for shorter periods or insignificant as such.

Table 3: Name and Definition of Variables Used

Variables	Name and definition	Set of Z variables	Expected sign	Cantor and Packer	Juttner and McCarthy	UI and others	Haque and Eichengreen	Mody
Dependent variable	Ratings: Institutional Investors, Moody's and Standard and Poor's 1/							
<i>Period considered</i>	From the first semester of 1995 to the first semester of 1999.							
<i>Countries considered</i>	20 emerging market countries							
Independent variables 2/								
Debt variables								
Debt	DEBTGDP: total external debt over GDP	Z	+				UH	EM
	DEBTX: total debt over exports	Z	+	CP	JMc			
Debt service	DSX: debt service over exports	Z	+					EM
Debt rescheduling	RSCH: dummy is 1 if rescheduling takes place between 1970 and 1993	Z	+	CP	JMc			EM
Other external indicators 2/								
Reserves	STDR: short-term debt over reserves (including gold at market prices)	Z	+					EM
	RESM: reserves over imports	Z	-				UH	
Current account balance	CAGDP: current account over GDP (- is deficit)	Z	-				UH	
	CAGDP3: current account over GDP (- is deficit) in the preceding 36 months	Z		CP	JMc			
Real effective exchange rate	REER: REER appreciation in the 12 preceding months	Z	+		JMc		UH	
	REER4: REER appreciation in the 48 preceding months	Z						
Exports	XGR: export growth	Z	+				UH	
Short term debt share	STDTD: short term debt as a share of total debt		+					EM
Terms of trade	TOT: price of exports over price of imports	Z	-				UH	
Domestic indicators 2/								
Inflation	INF: CPI growth rate over preceding 12 months	Z	+				UH	
	INF3: CPI growth over preceding 36 months	Z		CP	JMc			
Credit	LB: "lending boom," growth rate of the variable (domestic credit – claims on central government) over the twelve previous months	Z	+					EM..
	LB4: "lending boom" over the 48 previous months	Z			JMc			
Growth rate	GRGDP: growth rate of GDP	Z	-				UH	EM
	GRGDP3: growth rate of GDP, three year average	Z		CP	JMc			
Fiscal balance	FBGDP: general government balance over GDP (- is deficit)	Z	-					
	FBGDP3: general government balance over GDP, three year average	Z		CP	JMc			
Saving and investment	IGDP: investment over GDP	Z	-					
	SGDP: saving over GDP	Z	-					
Per capita income	PCI: log of nominal GDP per capita	Z	-	CP	JMc			
Other variables 2/								
Treasury bill	TBILL: average 3 months US Treasury Bill rate at the end of the year	Z	+				UH	
Dummies	ASIA: dummy for Asian countries							
	LAC: dummy for Latin American countries							
Spread	SPRD: spread over T-Bonds of various emerging Eurobonds in end of January or end of July				JMc			

1/ Rating as of end of January and July for Moody's and S& P's (using a linearized form, AAA is 0 and C is 20), and March and Sept. for Institutional Investor. We also take account of 'outlook' and 'watch' cf. Appendix II.

2/ Unless otherwise indicated stock variables are for end of period and flow variables are measured over 12 months ending at the measurement date. Thus XGR is export growth over the 12 preceding months, IGDP is Investment over the preceding 12 months over GDP over the preceding 12 months.

correspond to the variables that are the core focus of the methodologies of Moody's and Standard and Poor's.

All of the variables put forward by Cantor and Packer except for per capita income are significant: debt over exports (DEBTX), the rescheduling history (RSCH), the fiscal balance (FBGDP), output growth (GRGDP), and inflation (log(INF)) feature in the core equation. In addition, CAGDP is very significant but its sign is not as expected as a higher deficit is associated with a better rating (a result we will discuss later). Several variables that are used by Ul Haque et al (the terms of trade, TOT, and export growth rate, XGR) and by Edwards (1984) (investment over GDP, IGDP) contribute to the ratings. The values of the R-squared, at about 0.8, are somewhat smaller than the values found by Cantor and Packer and Juttner and McCarthy. Most important though is the fact that the estimation results suffer from severe autocorrelation as evidenced by the DW coefficient—this coefficient is not reported by Cantor and Packer or Juttner and McCarthy.

The results for subperiods presented in Table 15 point out that the relation is indeed not stable. Estimation results are presented for three subperiods of equal length: the first period commences with the Mexico crisis and lasts until the recovery sets in at end-1995; the second period covers 1996 and the first half of 1997, a period of relative calm; while the last period covers the second half of 1997 and 1998 a period of general turbulence in most emerging markets, ranging from Thailand to Russia and Brazil. Only 5 of 8 variables show stable parameter estimates: debt over exports, rescheduling, the fiscal balance, output growth, and inflation (DEBTX, RSCH, FBGDP, GRGDP and log(INF)), all of which turn out to be the among the set of Cantor and Packer variables. The variables whose coefficient is least stable is export growth. Noteworthy is also that the estimates of Institutional Investor display the greatest stability, while the explanatory power of the ratings in the last period breaks down quite dramatically for both Moody's and Standard and Poor's with the R-squared dropping from 0.9 to 0.5, a result that is far starker than that of Juttner and McCarthy. This compares to a more limited drop in the R-squared from 0.9 to 0.7 for Institutional Investor.

Results for the dynamic specification

If credit rating agencies see through cycles, as the objective apparently is, ratings would be constant and react only to unexpected innovations in variables,¹⁶

$$(2) \quad E[\text{Rating}_{i,t}, I_{t-1}] = \text{Rating}_{i,t-1} \quad \text{Rating}_{i,t} = \text{Rating}_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

¹⁶This also assumes that rating agencies see through trends. In our interpretation we focus on seeing through cycles as the period over which we estimate is relatively short (4 ½ years) and cyclical fluctuations in variables such as GDP growth, the fiscal balance and the current account dominate by far any trend. In addition it can be argued that rating agencies also aim to see through short-term trends as their objective is to provide stable ratings.

i.e., predicated on information available at the time of the rating (I_{t-1}) the rating would follow a random walk. In equation (1) we thus expect α to be one, and all γ 's to be zero. For α different from one, equation (1) can be solved for a long-term solution and short-term parameters can be determined as the γ 's and the long-term parameters as $\gamma(1-\alpha)$, where $\alpha < 1$ to ensure stable convergence.

The estimation of a dynamic error correction specification yields a number of interesting results, presented in Table 16: α is indeed close to one (just significantly different from one, especially for Moody's, and less so for Standard and Poor's) indicating that this condition for a random walk is almost fulfilled and ratings display a very high degree of inertia.¹⁷ However, not all γ 's are insignificant (i.e., they are different from zero).¹⁸ Especially lagged export growth and, to some extent, lagged debt over exports appear to contribute to current ratings, suggesting that rating agencies do not quite see through crises. All core variables that explained the level of the rating in the static specification are significant in the dynamic specification, except for the rescheduling dummy, and terms of trade. Note that the DW coefficient recovers to more normal levels and that the R-squared is high, especially so for the ratings by the Institutional Investor.

The response to external crises indicators

An important question is how rating agencies respond to crises: do they downgrade when strong market pressures are observed during crises, do they respond to expected factors such as lagged crisis indicators, or only to innovations as in equation (2)? When a standard crisis index of the Sachs, Tornell, and Velasco type¹⁹ is included in the estimation, the index is highly significant, both the innovations and the lagged term (Table 17). The latter suggests that rating agencies do not quite see through a crisis. Moreover, the rating agencies react stronger when the crisis is deeper and exceeds a minimum threshold. This can be illustrated by estimating the impact of the crisis index split in two components: the first component (CRISHIGH) consists of the crisis index for those observations that exceed the mean plus standard deviation, and zero for the other observations; the other, complementary, component (CRISLOW) takes the value zero for those countries whose crisis index exceeds the mean plus the standard deviation, and the value of the crisis index for other observations.

¹⁷In principle we could also have estimated lagged innovations, which is consistent with equation (2). Since these are random we could omit these without significantly affecting the estimation results so as to limit the number of independent variables.

¹⁸Estimations for the period up to and including the first half of 1997 show for both Moody's and Standard and Poor's a coefficient that is not significantly different from one. These agencies made few changes in their ratings over this period. This changed clearly with the onset and spread of the Asian crisis.

¹⁹Following Sachs, Tornell, and Velasco (1996) we use a crisis index, CRIS, that is a weighted average of the change in real effective exchange rate and the change in reserves in the five *preceding* months. The weights of the variables are the inverse of the variance for the preceding ten years, implying that a heavily fluctuating variable is weighted less (e.g., reserve changes under a fixed exchange rate regime).

CRISHIGH is highly significant while CRISLOW is not or far less significant and has a lower coefficient. This indicates that if the crisis index is high, ratings are likely to go down subsequently, but if reserves are built up or the rate appreciates (which generally occurs more gradually) and the crisis index turns modestly positive, no or little of such an effect occurs. Thus given that crisis indices tend to be asymmetric, the response by rating agencies to downturns and upturns is also asymmetric.²⁰

An illustrative estimation result of an equation including the crisisindex is the following equation for the rating by Moody's in which all variable insignificant at the 5 percent level have been eliminated:

$$M = 1.6 + 0.95*M(-1) - .94*XGR(-1) - 7.8*\Delta IGDP + .034*\Delta CRISHIGH + .039*CRISHIGH(-1)$$

(3.4) (51.6) (-2.6) (-2.9) (9.8) (6.9)

T-statistics between brackets (all variables are significant at the 99 percent level or higher)

Adjusted R-squared 0.95

Durbin Watson statistic 2.17

The rating agencies themselves emphasize that the behavior of countries during crisis reveals information about reaction functions of the authorities that were hitherto unknown.²¹ Thus during the Thailand crisis information on the large open derivative position was revealed, while it became clear in the case of Korea that reserves were invested with domestic banks. It is in general quite likely that strong pressures on a country will reveal negative information, whether it is about the state of the banking system or otherwise. The chances are the higher, the weaker the information infrastructure of a country. This suggests that ratings are indeed likely to be procyclical. The intrinsic problem is of course that during a crisis the full impact of the new information is not to be gauged. For example, the crises themselves may make the government doubly aware to avoid them in the future, e.g., Germany's strong anti-inflation policy is in part a response to the experience with hyperinflation. Korea's reserves have been built up since the crisis to levels that are much higher than before.

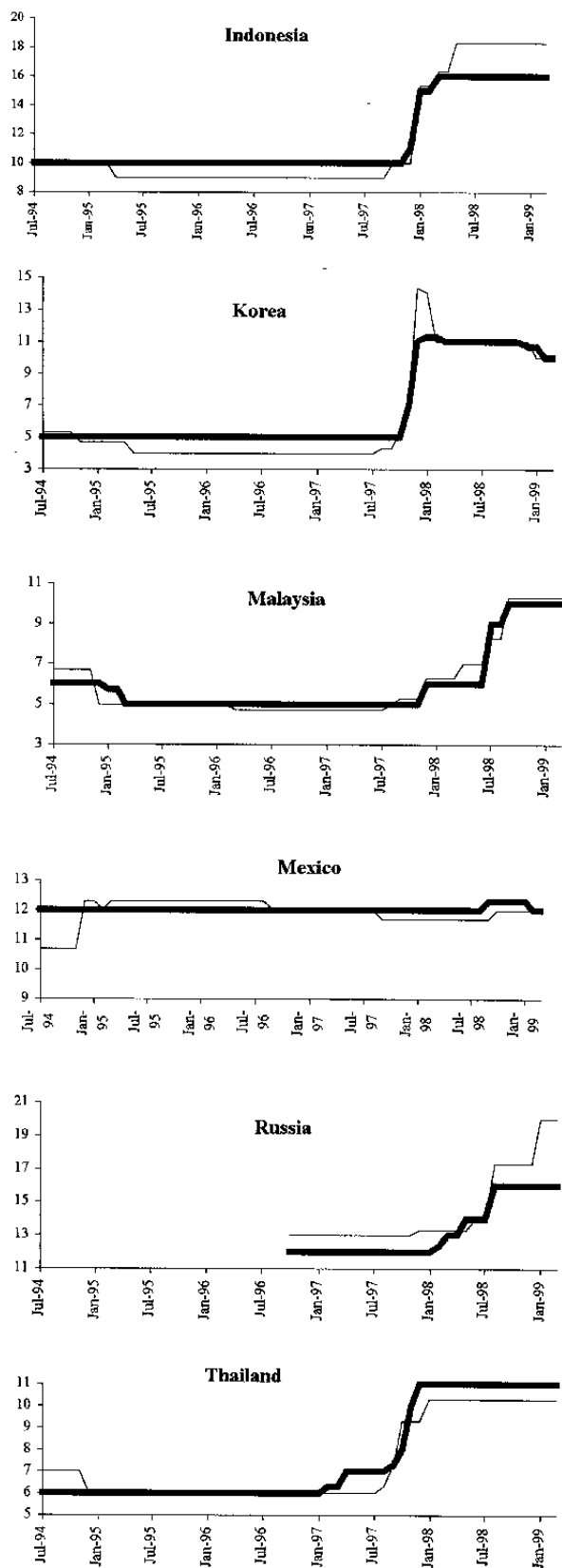
Figure 1 illustrate some of these results. This figure displays the evolution of ratings over time for 6 countries most effected by crises in the sample, and the evolution of the crisis index and bond spreads. The graphs illustrate first that the rating behavior changed since

²⁰ The approach taken here differs from that in a recent article by Ferri, Liu and Stiglitz (1999), which characterizes large residuals as a sign of discretionary ratings and procyclicality. This paper uses exogenous variables such as crisis indicators to explain more systematically rating behavior during crises, i.e. it identifies procyclicality and crisis proximity through specific variables rather than residuals. The results also differ because their sample includes several industrial countries and covers a longer period resulting in a low R².

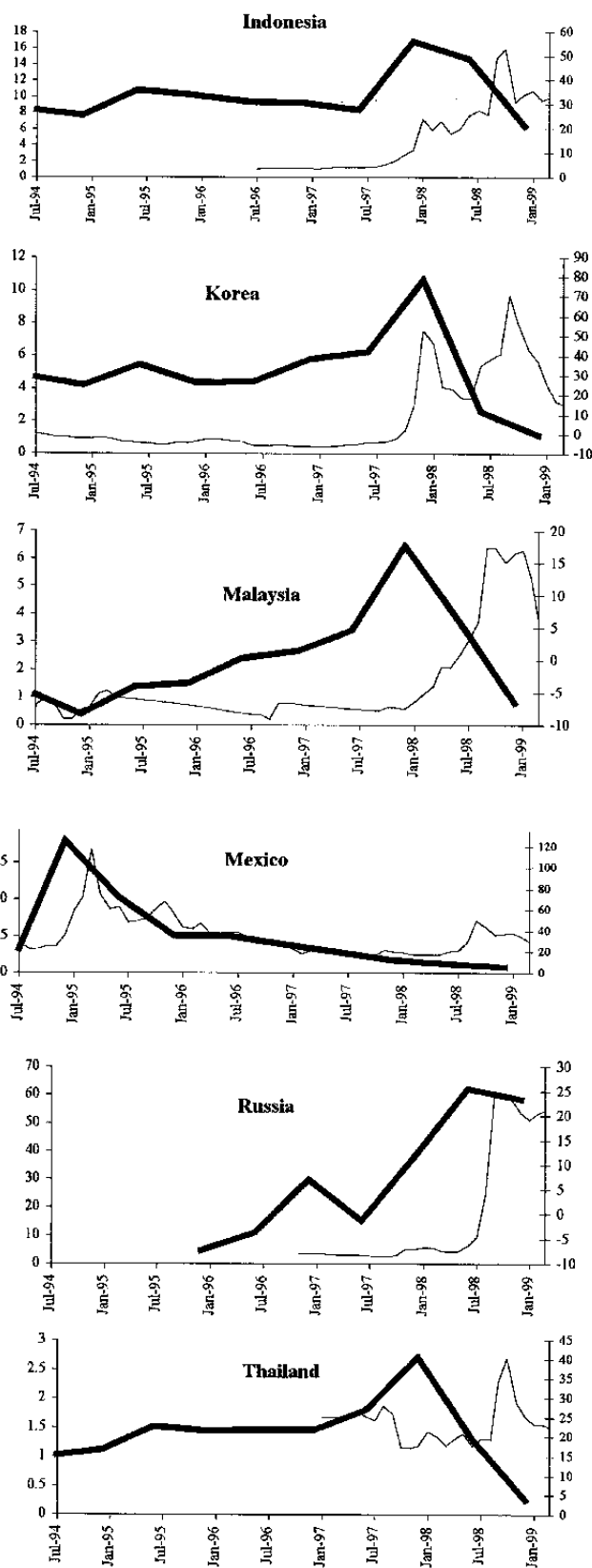
²¹ Presentations by Moody's and Standard and Poor's at a World Bank Conference on Debt Management November 1-3, 1999. Without Korea, the lagged coefficient on ratings by Moody's and Standard and Poor's indeed becomes insignificantly different from one. The change is, however, still predictable depending primarily on the crisis index (notably when high) but also on the experience with export growth (see Table B5).

Figure 1: A Comparison of Ratings, Spreads and Crisis Index

Moody's (bold) and Standard and Poor's ratings



Fitted crisis index (bold, right axis) 1/ and spread in 100's of bp



Mexico, second the empirical result that the crisis index leads the change in the ratings, and third that the ratings respond asymmetrically to the crisis index. For example, in Indonesia and Russia, the index increases before the countries are downgraded, and in the Asian countries the crisis index comes down rapidly in the aftermath of the crisis as the real exchange rate recovers and the external prospects of the countries again improve. The ratings, in contrast, not only increase later, but they stay higher (i.e., the downgrades occur during or after the crisis and persist following the crisis).²²

Differences in behavior during and out of crises

To better understand the impact of the crisis index, we estimated the impact of the core indicators that explain the crisis indices using the three of the key indicators that were found to explain crises and their depth reasonably well: short-term debt over reserves (STDR), current account balance (CAGDP), and real effective exchange rate appreciation (REER) (Borensztein et al. 1999, and Bussiere and Mulder 1999). Higher short-term debt ratios, higher current deficits and an appreciated real effective exchange rate all contribute to an increased risk of crisis and/or a deeper crisis. Of these three crisis indicators the real effective exchange rate is the most significant in explaining the rating behavior. However, this variable does not have the expected positive sign but a negative one, i.e., a depreciating real effective exchange rate is apparently likely to lead to a downgrade instead of being regarded as a sign of improving competitiveness as in the early warning models, whereas an appreciated exchange rate is one of the indicators commonly used to suggest an increased chance of a crisis and vice versa. The results presented in Table 17 also show that if the current account is larger a country is likely to have a higher grade, which also is a counter intuitive result. The ratio of short-term debt over reserves has the expected effect.

To examine whether the rating behavior differs during crisis periods from the period before and after the crisis we define a crisis dummy, CRISD1, that takes the value one in the two years (four observations) after the crisis index exceeds its mean by one standard deviation in a given month.²³ The results, presented in Table 19, show that the response to a change of the real effective exchange is especially strong during the crisis periods, and not significant out of crisis periods. On the other hand, the response to the current account deficit is primarily significant out of crisis for the rating agencies (for Institutional Investor it is significant both in and out of the crisis). This suggests that the impact of the current deficit primarily reflects unobserved cross-country factors.

²²This does not mean that crisis indicators can be used as a substitute for rating creditworthiness. The mean of the crisis index is about zero for each country over the long run as appreciations offset depreciations and reserve gains offset reserve losses. The variance of the crisis index could however be used to proxy a country's external vulnerability.

²³Thus the length of the crisis period is taken to be two years. We tested various hypotheses for the length of the post crisis effect, ranging from two to four semesters, and also allowed for a gradual decline. Results were broadly similar to the one presented.

The estimation results also suggest that the two main rating agencies (Moody's and Standard and Poor's) pay attention to the level of liquidity during the crisis. This could indicate that the agencies have indeed commenced to use this variable since the Asian crisis—most crises occurred during that period and rating agencies highlighted the importance if not oversight of this factor (FitchIBCA 1998).

Comparing the behavior of SPM versus Institutional Investor we see broadly the same behavior. The rankings by the Institutional Investor experts are, if anything, more stable and predictable than those of the rating agencies. They suffer from the same drawbacks as the rating agencies, thus reacting with lags to a high crisis index and in a non-symmetric way.

III. SIMULATING CAPITAL REQUIREMENTS UNDER THE PROPOSED ACCORD

These estimation results for rating agencies cast doubt on the usefulness of ratings during crisis periods. The empirical evidence suggests that the ratings do not quite see through crises (they react with a lag to crises), and respond negatively to what usually are equilibrating trends in the real effective exchange rate, and thus could be destabilizing.²⁴

The empirical results were obtained using unweighted ratings of 20 countries. However, the size of countries differs and thus the impact of changing ratings on overall capital requirements varies by country. Moreover, the proposed capital requirements would increase only if the ratings change from one risk bucket to another, which may exacerbate or limit the effect of rating changes. Therefore, it is also useful to simulate the impact of the proposed Accord on capital requirements using actual historical data for ratings and lending.

Unfortunately, we can only conduct meaningful simulations for a limited number of years, given the recent nature of the ratings on most countries. These limited simulations, however, suggest that capital as a percent of loans required for emerging market borrowing would have varied significantly if the proposed Accord had been applied (Table 4a), and more so than under the existing Accord. If the proposed Accord had been applied during the past six years, these simulations suggest that the capital requirement would have fallen from about 6.1 percent in early 1994 to a low of 5.1 percent of loans before the onset of the Asian crisis, and would have sharply increased by about 40 percent in the second half of 1997 and reached about 7.2 percent by January 1998.²⁵ This would have required an increase in capital of some \$6 billion for medium- and long-term loans and \$9 billion for short-term loans, during these years of turmoil, for banks to continue the same level of lending to the countries in our

²⁴ Their use for determining capital requirements could also be destabilizing on a priori grounds in view of the focus of sovereign ratings on defaults and the susceptibility of defaults to contagion, as discussed in the introduction.

²⁵ Using Standard and Poor's ratings leads to broadly similar results.

sample if requirements were binding. Two-thirds of the increase would be on account of Indonesia, Korea, and Thailand, but significant increases would also have been required for lending to Argentina, Brazil, the Philippines, and Russia (Table 4b). Alternatively, a loan contraction on the order of \$180 billion would have been required if banks had not expanded their capital base and the requirements had been binding.²⁶

This contrasts with requirements under the current Accord, which appear to have been broadly constant (row 6) over the period as a whole. In the run up to the Asian crisis the requirements would actually have declined somewhat—reflecting the accession to the OECD of several large countries—but less sharply than under the proposed Accord, and they would since have increased modestly—mainly reflecting the shift away from short-term lending.

Table 4a: Capital Required for Emerging Market Lending under Proposed Accord
(In millions of U.S. dollars unless otherwise indicated)

	Jan-94	Jan-95	Jan-96	Jan-97	Jan-98	Jan-99
Capital requirements on total loans						
(1) Proposed Basel Accord 1/	25,194	26,106	27,997	32,054	49,300	45,360
(2) In percent of claims	6.1	5.7	5.3	5.1	7.2	7.3
Potential impact on lending						
(3) Constant capital loan amount	527,091	563,611	606,041	624,828	447,788	437,818
(4) Implied loan contraction					177,040	9,970
Memorandum items						
(5) Weighted average spreads (in percent) 2/				2.2	3.6	11.7
(6) Current Basel Accord (in percent of loans) 3/	6.6	6.1	6.2	5.8	6.1	6.3

1/ Based on Moody's ratings and BIS consolidated statistics for the sample countries. These data are on loans in non-local currencies. Ratings unavailable for earlier years were extrapolated backward based on the earliest rating. Assumes sovereign ratings are binding (i.e., bank and corporate ratings are assumed as high as sovereign ratings). Calculations assume that all 18 BIS reporters would apply the Accord—over 90 percent of claims are claims of G-10 banks.

2/ End-1998 weight.

3/ Assumes that proportional share of interbank loans are short term. If all interbank loans are short term the requirement for 1999 would be 5.6 percent.

²⁶ Such procyclical capital requirements are by themselves no reason to significantly contract lending as capital may exceed required capital by a wide margin. The actual contraction in lending to emerging market economies observed during 1998 may have been determined on the basis of other considerations than capital requirements. A small increase in required capital will have a limited immediate impact on the overall lending decisions of well capitalized banks. However, for less well capitalized banks procyclical requirements may well impact their overall lending. Moreover, to the extent that the risk of further downgrades increases with the actual downgrades, this provides an incentive for these banks to target a reduction in lending to these countries. In addition, it should be noted that the increases in regulatory capital would occur at a time when actual losses increase, which reduces profits and also limits the scope for capital increases.

These results are approximations because insufficient data are available on the actual ratings of interbank and company loans. Thus, as spelled out in Table 4a, ratings are assumed to be the highest possible (i.e., sovereign ratings were binding). Note that the sample covers about 75 percent of bank exposure to emerging and developing countries. Other assumptions are detailed in Table 4a. Simulation over a longer period is hampered by the lack of ratings for important countries.

Table 4b. Weighted Capital Requirement According to BBS Proposal
(In millions of US dollars)

	Dec-92	Dec-93	Dec-94	Dec-95	Dec-96	Dec-97	Dec-98
Argentina	2421	2466	2847	3068	3586	4834	4921
Brazil	4113	4340	4035	4595	5436	6109	5865
Chile	388	403	496	545	606	847	887
Colombia	554	599	803	438	671	739	683
Colombia 2/	554	599	803	875	1342	1478	1366
Hungary	709	609	712	728	468	449	645
Hungary 2/	709	609	712	728	936	897	1290
India	888	905	598	620	676	779	1544
India 2/	888	905	1197	1241	1352	1559	1544
Indonesia	1137	1219	1399	1781	2221	4671	3586
Indonesia 2/	1137	1219	1399	1781	2221	2335	1793
Jordan	123	110	94	91	77	84	71
Korea	620	665	906	1240	1599	7536	5223
Korea 2/	620	665	906	1240	1599	1507	1045
Malaysia	136	208	216	268	356	441	833
Mexico	4310	4629	5170	4584	4809	4943	5197
Pakistan	177	193	273	402	464	475	603
Pakistan 2/	177	193	273	402	464	475	402
Peru	205	207	245	448	637	792	846
Philippines	550	467	546	666	1063	1579	1293
Poland	495	453	280	271	303	380	580
Russia	3843	3843	3843	4160	4585	5773	4688
South Africa	531	482	549	640	679	840	778
Thailand	367	475	702	1005	1122	4708	3260
Thailand 2/	367	475	702	1005	1122	942	652
Turkey	618	1578	1296	1490	1810	2340	2854
Turkey 2/	618	789	648	745	905	1170	1427
Venezuela	1456	1341	1095	956	887	979	1003
Total capital	23640	25194	26106	27997	32054	49300	45360

1/ Using Moody's ratings. Footnote 1 of Table 4a applies.

2/ Assuming an unchanged rating as of December 1992. The changed requirements are the result of changes in ratings that put the country in another risk bucket. Countries with no additional line remained in the same risk bucket.

Based on the estimations presented in the previous section, a fairly simple solution could at least in theory be employed to overcome these problems with ratings during crisis periods if the ratings follow a pure cycle. It could be stipulated that capital requirements should depend on the best rating during the past two-three years. This would limit the effect of downgrades that do not quite see through the crises. However, the simulation of the impact of ratings on total capital requirements under the proposed Accord shows that the changes in capital requirements can be very high (and could for example, not be met by eliminating all the short-term loans to crisis countries). The anticipation effect of increased capital requirements that would take effect two years later could therefore still result in immediate cutbacks in lending or capital increases.

IV. PRUDENTIAL EFFICIENCY: THE IMPACT OF RELATIVE RANKINGS

While ratings may not be the most suitable proxy for how overall capital requirements for lending to emerging markets should evolve over time, their use could offer improved guidance by better differentiating the capital requirements for lending to individual countries at any given moment in time. This section aims to shed light on whether these gains are positive and significant.

The relation between capital requirements and volatility of risks

As discussed in the introduction, regulators in essence have set capital requirements to reduce the chance that banks become or are insolvent (Greenspan 1998), thereby reducing the likelihood of a resort to their central banks as lenders of last resort for liquidity support and the moral hazard impact of the limited liability statutes under which banks generally operate (Miller and Zhang 1999). Without capital requirements banks would have strong incentives to free ride on these protections and operate with very little capital.

To reduce the likelihood of insolvency, regulators should in principle focus on “unexpected” losses rather than expected losses. Expected losses should be offset by spreads for new loans or reflected through the marking to market of current loans.²⁷ Thus, capital requirements should focus on the volatility of the expected loss rather than the average expected loss (Freixas, and Rochet 1997); i.e., they should focus on the shape of the probability density function (PDF) of losses, and decide how large the tail is they are willing to tolerate—just as in the VaR approach for individual banks' trading portfolios. The problem in practice is the difficulty in estimating the PDF, and proxies will need to be used to for the riskiness of a bank's operations (see Mingo and Jones 1998 for an extensive discussion of the issues involved).

²⁷If banks do not mark-to-market—few banks mark-to-market their bank book—then capital requirements should also take account of the “imbedded” losses; i.e., those already on the books. These losses can be estimated to be a direct function of the remaining duration of the loan and the interest changes over the period expired since the loan was issued, and can be proxied by the actual *change* in classification in loans since issuance. Without prior information on the change in the classification of loans or interest rates this can be proxied by the volatility of spreads, and a measure of duration.

The role of ratings in determining capital requirements across countries

While many data are available on emerging market economies, publicly available data on bank lending to these countries fall short of what is needed to evaluate a required capital buffer. The limited availability of data on actual defaults and losses for sovereigns prevents a meaningful calculation of the volatility of expected losses—for example, no issue rated by Moody's or Standard and Poor's has yet defaulted and no public database is available on defaults and losses on other loans to emerging markets.

Rating agencies suggest that the distribution of transition probabilities of the ratings for sovereigns is a useful source of information (Standard and Poor's 1999). The reported transition probabilities are indeed interesting and suggests that the lower the rating the less stable the ratings are. However, these data, summarized in Table 5, underscore that the relation is not well established (it is not close to a smooth continuous distribution), reflecting a very limited history of ratings and possibly problems with procyclicality of ratings that were discussed in Section II. Moreover, the transition probabilities are a function of the rating process itself and not necessarily indicative of the distribution of expected losses.

Table 5: Sovereign Foreign Currency Average One-Year Transition Rates (1975-1998)

Initial rating	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	SD
AAA	97.3	2.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
AA	0.8	96.9	0.8	0.0	0.8	0.8	0.0	0.0
A	0.0	4.6	92.3	3.1	0.0	0.0	0.0	0.0
BBB	0.0	0.0	5.1	88.1	5.1	1.7	0.0	0.0
BB	0.0	0.0	0.0	6.0	85.1	6.0	0.0	3.0
B	0.0	0.0	0.0	0.0	20.0	75.0	0.0	5.0
CCC	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

Source: Standard and Poor's (1999)

Therefore, we propose to exploit here the general availability of data on interest rates of sovereign emerging market borrowers—most countries have issued sovereign bonds or sovereign-backed bonds—and to use the theoretical relation between spreads and expected loss to obtain a direct estimate of the assessment of expected losses by the markets. Thus, we use Cline and Barnes' (1997) formulae to calculate the implied *level* of expected losses from the interest spreads, assuming risk-neutral preferences of market participants and that U.S. bonds are risk free. We approximate the relative chance of unexpected losses arising from lending to individual countries by the standard deviation of spreads—for smaller spreads the expected loss is approximately linear in spreads under risk neutrality.

The result of making this assumption of risk neutrality, a strong assumption indeed, is that the expected losses and volatility's are biased upwards compared with the likely risk-averse

preferences of investors. Nevertheless, these calculations may provide us with a rank order and some indication of the distances between ranked countries.

In Table 6 we present the results of our calculations. Rankings based on the ratings are presented in the left-hand side of the table, rankings based on the historic volatility of spreads are presented in the right hand side. The bold lines in the left-hand side of the Table correspond to the risk buckets under the proposed Basel Accord. The bold lines in the right hand side are indicative of possible risk buckets based on the volatility of spreads. They are based on decimal ranges (e.g., 0.1-1) which are linear in logarithmic terms. The two rankings are broadly correlated, but not quite. Ranking in terms of variance suggests for example a lower ranking for Colombia, Jordan, Korea, and Malaysia, and higher rankings for India, Indonesia, Peru, and South Africa, than a ranking based on credit ratings.

Table 6: Rankings by Rating, and Variance of Spread

	Proposed BBS risk weight	Rating (Jan 99)1/ weight		Volatility Proposed spread 2/ BBS risk Weight	
Chile	20	7	Poland *	0.06	50
Hungary *	50	9	Hungary *	0.08	50
Colombia	50	10	Chile	0.10	20
Korea *	50	10	Thailand	0.12	50
Malaysia	50	10	South Africa	1.2	100
Poland *	50	10	India	2	100
Thailand	50	10	Peru	2	100
Philippines	100	11	Mexico *	2	100
South Africa	100	11	Turkey *	3	100
Argentina	100	12	Colombia	3	50
India	100	12	Argentina	3	100
Mexico *	100	12	Philippines	5	100
Peru	100	12	Malaysia	5	50
Jordan	100	13	Korea *	7	50
Brazil	100	14	Brazil	9	100
Venezuela	100	14	Indonesia	19	150
Turkey *	100	15	Jordan	23	100
Russia	150	17	Venezuela	30	100
Indonesia	150	18	Pakistan	100	150
Pakistan	150	18	Russia	527	150

1/ Standard and Poor's

2/ Standard deviation, January 1997-April 1999

* Current OECD members that have 0 % risk weight for sovereign loans.

Countries that fall in the same categories in the two columns are bolded.

To provide some measure of the impact on reallocating capital across countries, we calculate the *absolute* difference in the capital allocated under the old Accord, the proposed Accord and various alternatives, such as the volatility (standard deviation) of the spreads (STDV) and the risk buckets shown in Table 6.²⁸ The results suggest that the proposed Accord implies somewhat lower absolute differences with the volatility-based measure than the old Accord but the improvement (using this measure) is modest (19.8 versus 25.2 percent) if current ratings are used and historic spreads. It is also of interest to ask if the proposed Accord, if applied in January 1997, would have resulted in a better allocation of capital, using the actual volatility in spreads over the ensuing period as a standard. As the second column in Table 7 shows, the old Accord would have fared better than the proposed Accord (the absolute difference in capital allocated is 25.2 of capital rather than 40.6 percent). These calculations neglect the allocative improvements arising from differentiating between banks and companies in emerging market economies other than the differentiation implied by a different sovereign ceiling.

This simple crosscheck thus suggests that some allocative improvements may result from the proposed Accord, but that these could be modest—if indeed positive.

Table 7. Absolute Difference in Capital Requirements as Percent of Loans

	Using Jan- 99 ratings	Using Jan- 97 ratings
<i>Between:</i>		
Old and proposed Basel Accord	29.3	
Old Basel Accord and Log of STDV	25.2	25.2
Old Basel Accord and STDV-based Risk buckets	30.5	
Old Basel Accord and Log of rating	18.8	
Proposed Basel Accord and Log of STDV	19.8	40.6
Proposed Basel Accord and STDV-based Risk buckets	17.1	
Proposed Basel Accord and Log of rating	24.9	
Log of STDV and STDV-based risk buckets	11.4	
Log of STDV and Log of rating	15.1	

1/ This is the absolute difference using December 1998 claims as weights. STDV is the Standard deviation of spreads based on spreads over the period January 1997-April 1999 used in Table 6. Risk buckets based on STDV are the buckets in Table 6.

²⁸ Assuming constant overall capital requirements.

In Table 8 we present the impact on the capital requirements for the various countries. The largest difference from using a spread-based measure would be in Korea. In part this may reflect data problems (no government bond was issued during the earlier period) and in part the fact that Korea's spread returned quickly to a low level. A more detailed model, which inter alia uses forecasts of volatilities, rather than actual volatilities, should be able to generate superior results.

Table 8. Distribution of Capital Requirements

	Old Basel Accord	Proposed Basel Accord	Log of STDV	STDV based risk buckets
Chile	4.3	0.8	2.0	0.7
Hungary *	1.5	1.4	1.4	0.5
Colombia	3.3	1.5	2.7	2.8
Korea *	6.6	5.7	11.2	10.6
Malaysia	3.9	1.8	3.4	3.4
Poland *	1.7	1.3	1.1	0.5
Thailand	7.6	3.6	3.8	3.3
Philippines	2.8	2.8	2.6	2.6
South Africa	3.1	3.4	2.6	3.1
Argentina	11.8	10.8	9.6	10.0
India	3.7	3.4	2.8	3.1
Mexico *	7.6	11.4	9.6	10.5
Peru	1.9	1.9	1.6	1.7
Jordan	0.2	0.2	0.2	0.2
Brazil	13.2	12.9	12.9	11.9
Venezuela	2.5	2.2	2.5	3.0
Turkey *	4.3	6.3	5.5	5.8
Russia	10.4	15.5	14.9	14.2
Indonesia	8.8	11.8	8.5	10.9
Pakistan	1.0	1.3	1.1	1.2
Total	100	100	100	100

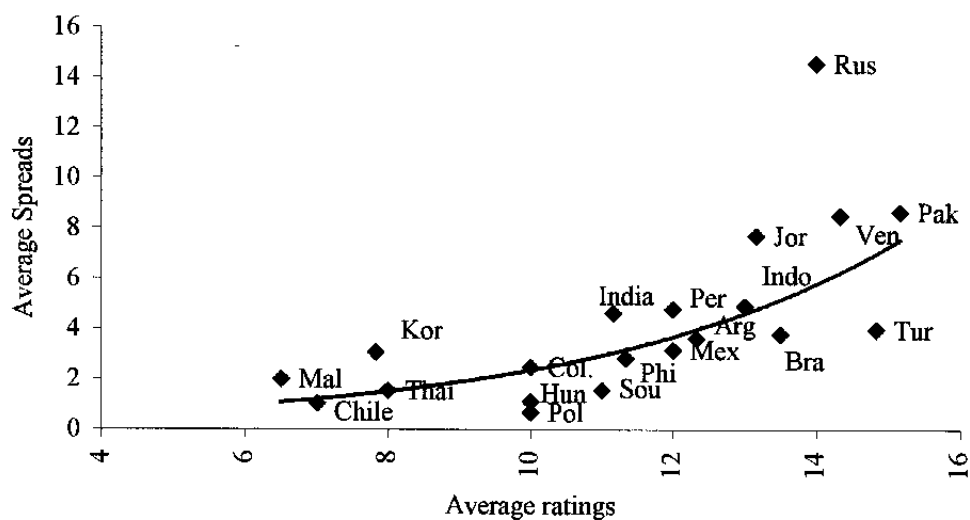
* Current OECD members.

The differentiation in capital requirements by rating category

Some further insight into the consistency of capital requirements across rating categories can be obtained by exploiting the average relation between spreads and ratings—while the

relation between the variance of the rates and the ratings is limited the relation with the average level of spreads at any given point in time is significant (see Figure 2²⁹).

**Figure 2: Sovereign Bond Spread and S&P's
Credit Rating**
(Average July 1996 to Jan. 1999)



-----20%-----50%-----100%-----150%

In Table 9 we present calculations based on the expected losses associated with rating categories assuming the loglinear relation between spreads and ratings holds. These calculations suggest the capital requirements may be less than optimal for the top and bottom rating categories.

- The expected loss probabilities (column 4) increase more or less logarithmically with each grade, roughly doubling from one grade to the next lower grade. For the middle rating categories, the Basel risk weights (column 1) also roughly double. However, this is not the case for either the top or the bottom categories, i.e., one would have expected a risk weight of 10 percent for AA rated countries and 200 percent for single B rated countries. One reason for not stepping up the risk weight for single B rated countries is if such ratings require loss provisions.

²⁹Note that the 20 percent risk bucket runs from rating 5-7, the 50 percent bucket from 8 to 10, the 100 percent bucket to 16, and the 150 percent bucket covers the rest. The estimation results presented in Table 21 show that the relation between spreads and ratings deteriorates somewhat if the risk buckets are used instead of the detailed ratings.

- The proposed capital requirements (column 2) are quite similar to the implied loss of a one category downgrade (column 5), especially for the middle range of ratings (A, BBB, and BB). But the expected loss implied by a one-category downgrade exceeds the capital requirement at the top (AAA, and AA rated countries) and the bottom end of the ratings (especially single B rated countries).

Table 9: Expected Loss Implied by Ratings, Impact of Downgrade

S&P rating	BBS risk weight	Capital requirement (percent)	Spread (100bp) 1/	Expected loss implied by spread 2/	Expected loss of 1 category downgrade	Moody's volatility of corp. default over 1 year	Moody's volatility of corp. default over 10 years
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AAA	0	0	0.2	0.6	0.4	0.0	1.9
AA	0	0	0.3	1.0	1.2	0.2	4.2
A	20	1.6	0.6	2.2	2.5	0.2	6.8
BBB	50	4	1.4	4.6	5.2	0.5	10.2
BB	100	8	3.1	9.6	10.1	1.7	13.2
B	100	8	6.7	18.7	18.1	4.6	15.9
CCC	150	12	14.5	33.5	18.5		
C	150	12	24.4	45.8			

1/ Spread associated with the rating, based on estimated loglinear relation (Table 20).

2/ Probability of loss implied by spread assuming average 4-year maturity and a U.S. Treasury Bond coupon of 6 percent.

3/ Expected loss and gains based on spread based approximations of the losses and gains.

The duration of lending

The proposed Basel Accord would also leave incentives open for regulatory arbitrage because commercial ratings do not differentiate according to the maturity of loans. For corporations, the correlation between corporate ratings and the volatility of default changes rather drastically with the length of the time horizon considered: the overall volatility increases with time, but the volatility of the higher-rated corporations increases much more rapidly than the volatility of the lower-rated companies over longer-time horizons than short-time horizons (Table 9, column (6) and (7)). This suggests that the duration of loans should play a significant role in determining the risk buckets in which a loan is classified. For sovereign ratings, this may be less of a drawback than for corporate ratings, as sovereign ratings are more stable than corporate ratings (Standard and Poor's 1999)—the wealth of nations apparently rises and falls more gradually than that of corporations.

V. CONCLUSIONS

The Basel Committee has proposed to use credit ratings as a basis for setting capital requirements for bank lending. However, ratings for sovereigns in emerging market economies are not well tested, as few countries used to be rated. This paper makes use of the increasing number of ratings since the mid-nineties to estimate a model of the ratings as background for a discussion of the impact of using ratings on capital requirements for lending to emerging market economies.

Simple, static estimations of ratings (of the type found in the limited literature on sovereign ratings), show that the level of the ratings in emerging market economies can be well explained by a set of eight variables, with an emphasis on the debt to export ratio, the rescheduling history, the rate of export and output growth, the inflation history, and the share of investment in GDP. However, the relation is not stable; it deteriorates with the onset of the Asian crisis and parameter estimates fluctuate widely with the period chosen. Moreover, estimations of the static relation display quite severe autocorrelation. While earlier work does not point out this problem, it is not unexpected as rating agencies aim for stable ratings, suggesting that they do not react to small changes in observed variables or to expected changes. In effect it can be argued that changes ratings should only respond to innovations in information.

Estimations of a dynamic error correction specification indeed show a very high degree of inertia in the ratings. The ratings almost follow a random walk in which the change only responds to innovations (especially in the share of investment in GDP and inflation), but not quite: some lagged variables (notably export growth) are significant and the coefficient on the lagged dependent variables not quite one. This suggests that rating agencies not only react to news and do not completely see through predictable business cycles and trends.³⁰

In addition to structural variables, ratings can be explained by crisis indicators. Estimations suggest that rating agency behavior is asymmetric, and yields “proof of the pudding is in the eating” results: countries are downgraded following major crises, possibly because they do not perform as expected. The ratings in particular display a strong negative correlation with declining (not with increasing) real effective exchange rates over the preceding 6 months during the crisis period. This contrasts sharply with early warning models of external crises, which treat real appreciation as a sign of danger and a real depreciation as a sign that countries are on the road to external recovery.

³⁰ This conclusion is similar to that reached in a recent article by Ferri, Liu and Stiglitz (1999). They reach their conclusion of procyclical ratings based on unexplained residuals, which for key Asian countries were positive before and negative after the onset of the crisis. Their sample includes industrialized countries, and the estimations are static. Our conclusions are based on parameter estimates.

Backward looking simulations suggest that the use of ratings for capital requirements as under the proposed Basel Accord would result in significantly sharper fluctuations in required capital than under the current Accord. Calculations for the capital requirements over the 1994-99 period imply that banks capital requirements would have increased by about \$15 billion (a sizable 40 percent of the capital requirements for emerging market lending) at a time they were making losses on their exposure. Our calculations suggest that the capital requirements for emerging market lending increased by about 5-10 percent under the current Accord for the same amount of lending mainly due to a relative shift toward longer loans as short-term loans were reigned in. In the run up to the Asia crisis capital requirements would also have declined more sharply than under the current Accord. Thus in terms of procyclicality the current Accord would have performed significantly better.³¹

It is also important to realize that rating agencies apparently focus on the probability of default rather than expected loss in their sovereign rating methodology. This focus on defaults is an *a priori* reason for questioning the use of such ratings for capital requirements as defaults are particularly contagion sensitive. A liquidity-related crisis could trigger a default in one country, leading to downgrades and capital withdrawals from other emerging economies, in turn fuelling further defaults, in the absence of a perfect international lender of last resort. It is important to realize that such a wave of liquidity related crises may only temporarily effect the repayment of obligations, a situation that in domestic markets would be resolved by the intervention of a lender of last resort. While the Capital Accord could be suspended during such a period it nevertheless would add to uncertainty unless it is *a priori* clear when the Accord will be suspended.

The use of ratings for capital requirements could bring about efficiency gains by providing incentives to allocate capital toward countries that are less subject to risks. Whether and to which extent this is the case is primarily an empirical question. Whether ratings will lead to an improvement can not be determined on *a priori* grounds as ratings are theoretically not an optimal solution for setting relative capital requirements. This is because ratings focus on the *level of default risk*, while a more ideal standard for determining capital requirements would focus on *unexpected losses*. There is a gap first because of the difference between default risk and expected loss (the recovery rate), and second because ratings focus on the level of expected loss (which is supposed to be offset by spreads and provisioning)³² rather than unexpected loss (which is not offset by spreads but requires a capital cushion).

³¹ The short history of most ratings prevents a simulation over a longer period to examine whether this was an unusually turbulent period. Of course a more complete study would need to look at the impact of all rating changes over the business cycle in industrialized countries, and examine to which extent banks diversify their exposure, and to which extent, crisis in emerging market countries coincide with downturns in industrialized countries.

³² This assumes that loans are booked at fair value. Jackson and Perraudin (1999) report that a debate is ongoing on whether banks should use fair value accounting.

A comparison of the capital requirements across countries implied by the ratings and a proxy for unexpected loss (the volatility of spreads on traded bonds as measured by their standard deviation) suggests that the efficiency gains could be modest for emerging market lending. The calculations in the paper show that the ratings are not a terribly good proxy for the volatility of spreads. Using ratings rather than a very simplified structure, as for example embedded in the current Basel Accord, may not yield very large efficiency gains—if indeed the gains are positive.

The proposal for a new Basel Accord also suggests allowing sophisticated banks to use internal ratings as a basis for setting capital charges. Nearly all banks employ such ratings systems and use them as a means to aid the loan allocation and pricing process. Like rating agencies, banks use sovereign ratings as a cap on the ratings to banks and firms in these countries. The rating systems employed by banks are far from uniform³³ and very limited information is available on the sovereign ratings by banks.³⁴ To nevertheless study the potential impact of internal ratings of sovereigns we used the ratings by industry experts, as reflected in the rankings published by Institutional Investor, as a proxy. Estimations of these rankings yield broadly comparable results to those of the rating agencies. This raises similar concerns about procyclicality similar to those stemming from the use of ratings by rating agencies.

The question is thus what solution for capital requirement would suffer less from the observed procyclicality and contagion sensitivity of ratings, while providing incentives for a more efficient allocation of capital. There are various in essence market based and backward looking solutions available to promote a more efficient allocation of capital. Models of ratings as the one used here or by Ferri, Lui and Stiglitz (1999) can be used to determine shadow ratings that are less crisis sensitive. Data on spreads on bonds and loans at issue and when traded, can in combination with data on volumes, be used to create market based measures of volatility and unexpected loss.

The issue of institutional solutions that could be adopted to provide sovereign and transfer risk ratings that promote efficient allocation of capital and setting of capital requirements, while not suffering from excessive procyclicality or contagion sensitivity, is beyond the scope of this paper. Nevertheless, other research may productively approach several options such as: creation of incentives for rating agencies to provide supplementary sovereign or transfer risk ratings that focus on an objective that is more appropriate for capital requirements; establishment by banking supervisors of a small country credit bureau that does the same while tapping into information available at IFI's and export credit agencies;

³³ See the recent overview of internal ratings systems by the Basel Committee (January 2000).

³⁴ It is not yet clear how such non-uniform systems (with different numbers of ratings, different objectives and methodology) could be used to determine capital requirements that are comparable across banks and countries. Also note that a system that allows large or specialized banks effectively lower capital requirements could result through regulatory arbitrage in a higher concentration of lending to emerging market economies.

pooling of information and resources by banks through their trade organizations, to establish ratings. In any case it would appropriate to pay due consideration to economies of scale (there are significant information and resource costs involved in sovereign and transfer risk analysis), to focus on the right objectives (cycle neutrality and unexpected loss), to anchor analysis in market based estimations of risk, and finally to ensure consistency with loss provisioning.

REFERENCES

- Basel Committee on Banking Supervision, "A new Capital Adequacy Framework," Consultative paper, Basel, June 1999.
- Basel Committee on Banking Supervision, "Range of Practice in Banks' Internal Ratings Systems," Discussion paper, Basel, January 2000
- Bonte, Rudi, "Supervisory Lessons to be Drawn from the Asian Crisis," Basel Committee on Banking Supervision Working Paper No. 2, BIS, 1999
- Borensztein, Eduardo, Andy Berg, Gian-Maria Milesi-Ferretti, and Catherine Pattillo (forthcoming), "Anticipating Balance of Payments Crises—The Role of Early Warning Systems," IMF Occasional Paper, 1999
- Bussiere, Matthieu, and Christian Mulder, 1999, "External Vulnerability in Emerging Market Economies: the Trade Off Between Fundamentals and Liquidity," IMF Working Paper WP/99/88, 1999
- Cantor, Richard and Packer, Frank, "Determinants and Impacts of Sovereign Credit Ratings," Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, 2.2, 37-55, 1996
- Cline, William and Barnes, Kevin, "Spread and Risks in Emerging Market Lending, Institute of International Finance," IIF Research Papers, n. 97-1, December 1997
- De Bondt, G.J., and Winder, C.C.A., "Countries' Creditworthiness: an Indicator from a Probit Analysis," *The Economist*, 1996
- Dewatripont, Mathias and Jean Tirole, "The Prudential Regulation of Banks," the MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1994
- Edwards, Sebastian, "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation," *American Economic Review*, 1984
- Eichengreen, Barry and Ashoka Mody, "What Explains the Changing Spreads on Emerging Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?" NBER Working Paper 6408, February 1998
- Eichengreen, Barry and Ashoka Mody, "Lending Booms, Reserves and the Sustainability of Short-Term Debt: Inferences from the Pricing of Syndicated Bank Loans," NBER Working Paper, 7113, May 1999
- Ferri, Giovanni, Liu, Li-Gang and Stiglitz, Joseph, "The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Crisis," Economic Notes, 1999

Freixas, Xavier and Jean-Charles Rochet, "Microeconomics of Banking," the MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 1997

FITCH IBCA, Sovereign Comment, "After Asia: Some Lessons of The Crisis," January 13, 1998

Greenspan, Alan, "The Role of Capital in Optimal Banking Supervision and Regulation," paper presented at a February 1998 conference at the Federal Reserve Bank of New York, <http://www.ny.frb.org/rmaghome/conference/crossroads.html>.

Haque, Nadeem Ul, Kumar Manhoman S, Mark, Nelson, and Mathieson, Donald J. "The Economic Content of Indicators of Developing Country Creditworthiness," *IMF Staff Papers*, Vol. 43, No 4, December 1996

International Monetary Fund, Capital Markets Report, 1999

Jackson, Patricia, and William Perraudin, "The Nature of Credit Risk: The Effect of Maturity, Type of Obligor, and Country of Domicile," Financial Stability Review, November 1999.

Juttner, Johannes D. and Justin McCarthy, "Modeling a Ratings Crisis," unpublished, Sydney, Australia, 1998

Kamin, Stephen and von Kleist, Karsten, "The Evolution and Determinants of Emerging Market Credit Spreads," BIS Working Paper, May 1999

Miller, Marcus and Zhang, Lei, "Sequencing of Capital Account Liberalization: Challenge to the Washington Consensus?" paper for a conference on International Capital Mobility and Domestic Stability hosted by the Reinventing Bretton Woods Committee, 1999

Mingo, John and David Jones, "Industry Practices in Credit Risk Modeling and Internal Capital Allocations: Implications for a Models-Based Regulatory Capital Standard," paper presented at a February 1998 conference at the Federal Reserve Bank of New York, <http://www.ny.frb.org/rmaghome/conference/crossroads.html>.

Moody's Investors Services, "Global Credit Analysis," 1991, reprinted 1995

Moody's Investors Services, "Historical default Rates of Corporate Bonds Issuers, 1920-1998," January 1999

Moody's Investors Services, "Implications for Banks of the Basel Committee's New Capital Adequacy Proposals," June 1999

Reisen, Helmut and Julia Von Maltzan, "Boom and Bust and Sovereign Spread," *OECD Technical Papers*, OECD, June 1999

Sachs, Jeffrey, Aaron Tornell and Andres Velasco, "Financial Crises in Emerging Markets: the lessons from 1995," *Brookings Papers on Economic Activity: I*, Brookings Institution, pp. 147-215, 1996

De Swaan "Capital Regulation-the Road Ahead," speech presented at a February 1998 conference at the Federal Reserve Bank of New York,
<http://www.ny.frb.org/rmaghome/conference/crossroads.html>.

Standard and Poor's CreditWeek, "Sovereign Defaults Continue to Decline in 1998," August 1998

Standard and Poor's CreditWeek, "Sovereign Credit Ratings: a Primer," April 1997 and December 1998

Standard and Poor's CreditWeek, "Sovereign Ratings Display Stability over Two Decades," March 1999

Standard and Poor's CreditWeek, "Basel Committee's New Capital Standards Could Strengthen Banking," August 1999

Treacy, William F. and Carey, Mark S., "Credit Risk Rating at Large U.S. Banks," *Federal Reserve Bulletin*, November 1998

Rating Emerging Economies

The rating of emerging markets has developed only recently with the increase in bond issues by developing economies. While some Latin American and Central European economies were rated already in the 20s, a number of these defaulted during the 1930s' depression, and in the run-up to the Second World War sovereign ratings for nearly all countries were abandoned. Foreign currency ratings essentially resumed in 1974 (S&P's 1999), but the numbers of emerging market economies rated increased only slowly at first. By 1993 just twelve emerging economies were rated by Moody's. The number of countries rated accelerated rapidly in the mid nineties as many countries (in particular transition and countries and countries in the Middle East) sought access to international bond markets.

Table 10: Characteristics of Ratings of Emerging Market Economies (using Moody's ratings)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Number of EM ratings	12	17	24	35	49	60	64
Asia	6	7	10	10	10	11	11
Latin America	4	6	7	7	9	13	14
Middle East	1	1	1	9	10	11	11
Transition Economies	1	2	2	4	12	15	16
Others	0	1	4	5	8	10	12
Average rating 1/	9.8	10.2	9.9	9.7	10.0	10.3	10.9
Median rating 1/	10.5	11	10.5	10	10	10	11

1/ As of end-January, using a linearized transformation of ratings (AAA is 1 and CCC is 18)

Definition of credit ratings

The sovereign ratings assigned by rating agencies are meant to capture the likelihood of default; i.e., that debt is not repaid according to the original terms.³⁵ Standard and Poor's (April 1997) definition of rating states that the sovereign credit ratings "are an assessment of each government's capacity and willingness to repay debt according to its terms." Moody's sovereign rating is "a measure of the ability and willingness of the country's central bank to make available foreign currency to service debt, including that of the central government itself" and notes that the objective of sovereign risk assessment is to answer the question: "what is the likelihood of an international default" (Moody's 1995). This contrasts with, e.g., the corporate rating of Moody's which aims to capture recovery following default as well.

Among the indicators taken into account for the appraisal of creditworthiness, SPM include: political risks, income and economic structure, economic growth prospects, fiscal flexibility, public debt burden, price stability, balance of payments flexibility and external debt and liquidity (for a detailed list see S&P's December 1998 and Moody's 1995). Recently rating agencies have attached more importance to the strength of the financial infrastructure, after critics following the Asian crisis. For example, since 1998, Standard and Poor's has also been publishing additional or complementary information on financial systems, such as the share of "gross problematic assets" (potential level of non-performing loans or other problematic assets in the financial system in a reasonable worst-case economic recession or slowdown) and the ratio of "contingent liabilities" over GDP (the additional cost imposed on the government in case of a bail out of some of those assets) and which are designed to identify credit driven boom and bust cycles.

Institutional Investor country credit ratings were first compiled in 1979, and are published semiannually from the staff of about the 100 largest international commercial banks, money management firms and economists. In 1999, 136 countries were rated by Institutional Investors on a scale from 0 to 100, 100 representing the least chance of default. The responses of over 100 or so persons are then weighted by giving greater weight to responses from institutions with greater worldwide exposure and more sophisticated country analysis systems. Criteria used by individuals are not specified and depend on the respondents.

A difficulty with ratings is that they are measuring an unknown variable: no country has ever defaulted on foreign currency rated bonds. But there has been a number of defaults on non-rated instruments: only recently Russia defaulted in 1998 on local currency debt (ex-Soviet debt), and Indonesia defaulted in March 1999 on an unrated syndicated loan. According to Standard and Poor's (August 1998), 37 sovereign issuers defaulted in 1997 on non-rated instruments (35 on foreign currency debt and/or 3 on local currency debt and/or 3 on foreign currency bonds) of which 5 were rated for other instruments.

³⁵If interpreted literally this does not allow for a voluntary negotiated revision of repayment terms.

Table 11 contains summary statistics for the ratings (and spreads) used (see also data appendix for explanations).

Table 11 : Summary Statistics for the Sample

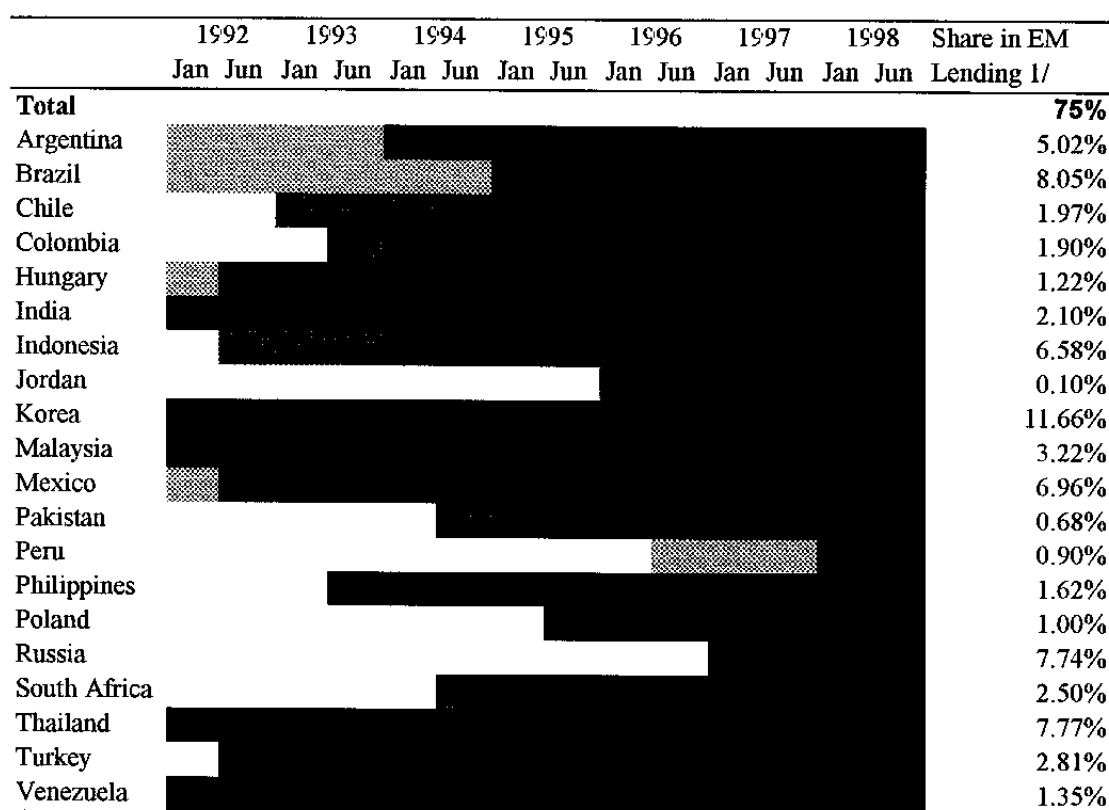
<u>Moody's</u>	Jan-95	Jul-95	Jan-96	Jul-96	Jan-97	Jul-97	Jan-98	Jul-98	Jan-99	Full sample
Observations	16	17	18	19	20	20	20	20	20	170
Mean value of rating	10.53	10.38	10.50	10.74	10.80	10.87	11.63	12.00	12.30	11.08
Standard deviation	2.91	2.91	2.92	3.02	3.03	2.97	2.38	2.29	2.56	2.78
Number of upgrades	2	3	1	0	1	1	1	3	0	12
Mean value	-1.5	-0.9	-0.7	0	-1	-0.7	-1	-1.1	0	-1.03
Number of positive watch	1	1	0	0	1	0	1	0	1	5
Number of downgrades	0	1	0	0	1	2	4	6	5	19
Mean value	0	1	0	0	1	0.85	4.08	1.78	1.2	1.93
Number of negative watch	0	1	1	0	1	1	1	0	1	6
<u>Standard and Poor's</u>	Jan-95	Jul-95	Jan-96	Jul-96	Jan-97	Jul-97	Jan-98	Jul-98	Jan-99	Full sample
Observations	16	17	18	18	19	19	20	20	20	167
Mean value of rating	10.69	10.53	10.67	10.67	10.74	10.53	11.65	11.95	12.25	11.07
Standard deviation	3.20	3.22	3.22	3.33	3.30	3.13	2.41	2.72	2.99	3.06
Number of upgrades	3	5	1	1	2	4	0	1	2	19
Mean value	-1.1	-0.88	-0.7	-1.7	-0.85	-0.85	0	-3	-1	-1.06
Number of positive outlook	3	1	2	1	2	1	2	0	1	13
Number of downgrades	1	0	0	1	1	0	4	4	5	16
Mean value	1.60	0	0	0.40	0.70	0	5.55	2.18	1.60	2.60
Number of negative outlook	0	2	1	1	0	0	5	2	3	14
<u>Institutional Investors</u>	Mar-95	Sep-95	Mar-96	Sep-96	Mar-97	Sep-97	Mar-98	Sep-98	Mar-99	Full sample
Observations	20	20	20	20	20	20	20	20	20	180
Mean value of rating	42.68	43.18	43.43	44.44	45.18	45.90	45.44	43.43	42.06	43.97
Standard deviation	14.23	14.18	13.91	13.43	12.80	12.07	10.70	9.75	11.22	
<u>Sovereign bond spread</u>	Jan-95	Jul-95	Jan-96	Jul-96	Jan-97	Jul-97	Jan-98	Jul-98	Jan-99	Full sample
Observations	10	10	12	14	20	20	20	20	20	146
Mean	4.30	4.71	3.94	2.70	2.33	1.98	3.62	4.56	9.03	4.13
Standard deviation	3.59	3.69	3.48	3.18	1.60	1.31	2.04	3.26	11.45	3.73
Mean	4.30	4.71	4.26	3.27	2.11	1.89	3.61	4.74	7.45	4.04
Std 1/	3.59	3.69	3.75	3.65	1.56	1.43	2.02	3.53	7.21	

1/ On a balanced sample

Data Appendix

The sample used in this paper consists of twenty countries and is in essence that of Sachs, Tornell and Velasco (1996) which is geographically balanced sample. The sample includes all developing countries and emerging market economies which had a share in emerging market lending of over 1 percent as of June 1997 with the exception of China and Taiwan Province of China.³⁶ The history of ratings of SPM is detailed in Figure 3. Institutional Investors ratings of all our countries are available since 1979.

Figure 3: Rating Availability



1/ Using the Consolidated BIS statistics and coverage definition of Table 1.

Ratings available:  Both  Moody's only  S&P's only

³⁶ China was excluded from the STV sample and Taiwan Province of China is excluded here because its data are not included in the IMF's IFS. Only a few other developing and emerging market economies were rated before January 1996 (e.g. Moody's rated only China, Taiwan Province of China, Trinidad and Tobago, and Uruguay for earlier years). STV also included Zimbabwe, but this country is not rated by Moody's or S&P.

Ratings by SPM could be constructed on a daily basis but Institutional Investors ratings are published only twice a year, in March and in September. Given that some of the data of interest are also only published semiannually (notably BIS statistics on the maturity of external debt) and other data are available only on an annual basis for some emerging economies, the paper concentrates on semi-annual data from the second semester of 1994 till the second semester of 1998. This yields 170 observations for Moody's, 167 for Standard and Poor's and 180 for Institutional Investors. To take into account lags in the release of the data, we use for the rating agencies the rating as of the last day of January or of July (our SPM ratings variables thus cover January 1995 to January 1999 and for Institutional Investors March 1995 to March 1999). For exogenous variables (except for spreads for which data are almost instantaneously available, see below) we use end-of-year and mid-year observations so as to allow for some observation lag. The data are pooled for the purpose of regression, and were estimated using Eviews' OLS panel estimation.

Like most analysts who transform bond ratings into data for regression analysis, we assign numerical value to ratings as follows: a bond rated Aaa or AAA = 1, Aa or AA+ = 2 and so on through C or Ca = 20. Investment grades thus go from 1 to 7, speculative grades from 8 to 16 and 'default grades' from 17 to 20. A higher rating in our linear transformation denotes a higher probability of default or a higher risk of timely repayment. It should be noted that the relation between the ratings and the probability of default is not linear: there is no information on the probability of default for rated sovereign bonds, given the very recent use of ratings for sovereigns and the limited number of defaults or delayed repayments, but the ratings for corporates of both industrialized and developing countries suggest the relation is logarithmic. The "ratings" of Institutional Investor do not require a transformation as they already constitute probabilities. However, we have premultiplied them with -1 so that the signs of regressions are comparable with SPM.

Moody's also publishes in addition to their ratings a "watch" and Standard and Poor's a ratings "outlook" aimed at indicating the agencies' perspectives that might prompt a rating review over the next 6 to 24 months. We incorporate the information given by these watches and outlooks, which could be negative, stable or positive, by reducing the value of our linear

Table 12: Mappings of Ratings to Risks

S&P's	Moody's	Interpretation	Linear mapping
Investment grade:			
AAA	Aaa	Highest quality	1
AA+	Aa1	High quality	2
AA	Aa2		3
AA-	Aa3		4
A+	A1	Strong payment	5
A	A2	Capacity	6
A-	A3		7
BBB+	Baa1	Adequate payment	8
BBB	Baa2	Capacity	9
BBB-	Baa3		10
Speculative grade:			
BB+	Ba1	Likely to fulfill	11
BB	Ba2	Obligations	12
BB-	Ba3	Ongoing uncertainty	13
B+	B1	High risk obligations	14
B	B2		15
B-	B3		16
Default grade:			
CCC+	Caa	Current vulnerability	17
CCC		to default or in default	18
CCC-			19
C	Ca	In bankruptcy or default	20
D	D		21

rating by 0.3 when the watch or outlook is positive (implying an improving situation) and add 0.3 when the credit watch or outlook is negative (implying deteriorating fundamentals). Over the period under study about 40 percent of Standard and Poor's positive outlooks and 90 percent of Moody's positive watchers were confirmed for our sample. In contrast 67 percent of the negative outlooks by Standard and Poor's were confirmed and 70 percent of Moody's negative watchers. It should be noted that the two rating agencies do not use watch and outlook in the same way: Standard and Poor's assigns an outlook to its ratings than much more often Moody's, and the period for which an 'outlook' is given is much longer compared to Moody's 'watch', which forecasts an imminent change or confirmation of ratings (usually in the next three to four months).

The construction of a reliable and comparable set of data on spreads is not easy, given the low liquidity of some of the bonds and the wide difference of characteristics of the bonds. Where available we use Eurobonds, maturing between 2001 and 2003 and use information on Brady bonds to capture the month-to-month market movements in case of missing data. When no sovereign bonds were available for a long enough period, we proxied the spread by

a relatively risk free corporate bond, issued for example by a public sector company or a local development bank. The data are from Bloomberg for the emerging market bond yields; we checked the data for consistency using regular market publications by Merrill Lynch (Emerging Market Daily) and JPMorgan (Emerging Market Analytics). Further details on the spreads are given in Table 13. As for ratings, we took the value of the spread in January and July, but chose to use a monthly average rather than a single observation at the end of the period, given the high volatility of spreads and also sometimes the lack of data for the entire month.

Table 13: Bonds Used

	Bond used	Maturity
Argentina	Rep. of Argentina	12/1/03
Brazil	Rep. Of Brazil	11/1/01
Chile	Compañía teléfono Chile	7/1/07
Colombia	Republic of Colombia	2/1/03
Hungary	National Bank of Hungary	4/1/03
India	ICICI	4/1/00
Indonesia	Rep. Of Indonesia	8/1/06
Jordan	Kingdom of Jordan, Brady bond	12/1/23
Korea	Korea Development Bank	5/1/00
Malaysia	Malaysia	9/1/00
Mexico	United Mexican States	9/1/02
Pakistan	Republic of Pakistan	2/1/02
Peru	Republic of Peru, Brady bond	3/1/17
Philippines	National Power Corp.	11/1/00
Poland	Poland	7/1/00
Russia	Ministry of Finance	11/1/01
South Africa	Rep. Of South Africa	12/1/99
Thailand	Kingdom of Thailand	3/1/02
Turkey	Rep. Of Turkey	5/1/02
Venezuela	Rep. Of Venezuela	12/1/03
Average		3/27/04
Average (excl. Jordan and Peru)		6/2/02

All other independent variables were extracted from IFS and eventually complemented by data from WEO, if the data were not available in IFS, especially for 1998, save for data on external debt to banks, which were extracted from the web site of the Bank of International Settlements. For those semiannual data for which no observations were available we extrapolated the growth rate of the previous year for six months.

Table 14: Results for Estimation of the Level of Ratings 1/

	Expected sign	All variables			Set of variables with exp. sign			Set of 8 significant variables 2/			2/
		Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Ins. Inv.
DEBTX	+	1.27 9.49	1.10 6.57	6.24 11.84	1.09 7.81	0.94 6.65	4.48 9.60	1.12 11.94	0.93 7.53	4.34 11.54	4.30 11.23
RSCH	+	1.35 4.81	1.28 3.89	3.25 2.65	1.37 4.46	1.24 3.70	5.45 4.49	1.37 5.61	1.32 4.48	5.99 5.74	5.82 5.55
TOT	-	-2.34 -2.01	-3.26 -2.40	-24.24 -4.88	-1.60 -1.52	-1.56 -1.10	-27.43 -5.15	-1.50 -1.55	-1.99 -1.70	-30.29 -7.37	-25.59 -6.00
XGR	-	-1.14 -1.83	-1.33 -1.83	-2.39 -0.89	-1.97 -3.16	-1.97 -2.60	-3.34 -1.24	-1.97 -3.17	-1.96 -2.61	-3.39 -1.27	-3.64 -1.39
FBGDP	-	-4.11 -1.27	-13.22 -3.43	-20.92 -1.48	-5.15 -1.41	-13.65 -3.07	-30.56 -1.94	-5.72 -1.69	-14.31 -3.41	-34.27 -2.34	-30.38 -2.08
GRGDP	-	-2.68 -1.17	-1.29 -0.47	-18.98 -2.03	-8.88 -3.84	-10.96 -3.89	-39.92 -4.15	-8.78 -3.82	-10.97 -3.92	-37.57 -4.06	-39.09 -4.31
IGDP	-	-4.61 -2.29	-4.58 -1.95	-28.71 -3.31	-7.58 -3.61	-7.92 -3.28	-29.57 -3.55	-7.92 -4.35	-7.35 -3.34	-28.18 -3.68	-35.06 -4.68
log(INF)	+	0.26 2.79	0.48 4.30	1.46 3.73	0.36 3.64	0.64 5.56	1.53 3.72	0.37 4.07	0.65 5.89	1.49 3.83	1.46 3.75
RESM	-	-0.21 -1.73	-0.14 -1.01	-1.56 -3.03	-0.06 -0.55	-0.03 -0.27	-0.41 -0.83				
PCI	-	0.04 0.57	0.03 0.36	-0.02 -0.08		-0.04 -0.44	-0.15 -0.46				-0.52 -2.45
DSX	+	1.59 2.20	1.24 1.39	-6.11 -2.08	0.64 0.82						
REER4	+	0.01 2.34	0.00 0.57	0.07 2.72			0.02 0.82				
REER	+	-1.75 -2.18	-1.45 -1.55	-0.33 -0.10							
STDR	+	0.08 0.48	0.13 0.70	0.65 0.96							
CAGDP	-	18.84 6.37	25.17 7.14	76.42 5.90							
TBILL	+	-0.22 -1.67	-0.15 -0.95	-0.25 -0.45							
C		14.38 11.15	15.77 9.88	-19.84 -3.65	14.06 11.45	15.45 10.26	-15.11 -2.69	14.07 11.81	15.50 10.75	-14.01 -2.73	-15.05 -2.99
Adjusted R-squared		0.82	0.79	0.81	0.76	0.71	0.75	0.77	0.71	0.76	0.83
Durbin-Watson		0.66	0.59	0.51	0.59	0.50	0.44	0.58	0.51	0.44	0.44

1/ T-statistics below coefficients. Estimation obtained using Eviews' OLS on panel data.

2/ This includes all variables that are significant at the 20% level for SPM. Most variables are significant at the 1 percent level.

3/ This includes all variables that are significant at the 20% level for Institutional Investor. Most variables are significant at the 1 percent level.

Table 15: Stability of Estimation for the Level of the Ratings

	Expected sign	Moody's				Standard and Poor's				Institutional Investors			
		1994:2	1994:2	1996:1	1997:2	1994:2	1994:2	1996:1	1997:2	1994:2	1994:2	1996:1	1997:2
		1998:2	1995:2	1997:1	1998:2	1998:2	1995:2	1997:1	1998:2	1998:2	1995:2	1997:1	1998:2
DEBTX	+	1.13 11.58	1.28 10.87	1.25 11.83	1.08 5.32	0.96 7.32	0.91 6.37	1.27 5.79	0.93 3.73	4.55 12.20	4.30 7.92	4.18 5.59	4.47 6.00
RSCH	+	1.36 5.36	1.65 4.85	1.40 5.06	1.06 2.04	1.34 4.24	2.12 5.13	1.05 2.42	1.34 2.11	6.29 6.02	11.48 6.59	5.07 2.63	4.45 2.33
TOT	-	-2.01 -2.00	-3.35 -2.81	-0.17 -0.13	-3.27 -1.67	-2.52 -2.03	-4.66 -3.21	-0.30 -0.16	-4.04 -1.70	-29.07 -7.12	-41.25 -6.54	-25.39 -3.00	-23.15 -3.24
XGR	-	-2.17 -3.37	-2.48 -2.45	3.05 2.98	-1.30 -0.78	-2.21 -2.76	-2.74 -2.22	4.49 2.73	-1.94 -0.96	-3.80 -1.43	-9.99 -1.82	7.72 1.07	-7.71 -1.27
FBGDP	-	-5.14 -1.45	-2.28 -0.45	-9.47 -2.62	-6.82 -0.83	-13.17 -2.93	-22.58 -3.66	-14.83 -2.42	-12.44 -1.24	-33.05 -2.24	-83.83 -3.05	-41.73 -1.64	-20.86 -0.69
GRGDP	-	-9.63 -4.05	-6.61 -2.24	-4.68 -1.74	-7.85 -1.51	-11.71 -3.95	-7.13 -1.98	-7.50 -1.76	-9.86 -1.56	-39.36 -4.28	-11.59 -0.74	-42.06 -2.21	-40.18 -2.12
IGDP	-	-7.75 -4.15	-7.62 -3.14	-9.29 -4.88	1.02 0.23	-7.53 -3.24	-5.53 -1.87	-8.81 -2.90	3.10 0.56	-33.04 -4.37	-11.98 -1.02	-39.00 -2.90	-29.53 -1.79
log(INF)	+	0.36 3.82	0.33 2.90	0.24 2.35	0.55 2.52	0.65 5.61	0.52 3.78	0.62 3.73	0.81 3.04	1.66 4.27	1.57 2.43	1.33 1.85	1.97 2.47
C		14.80 12.05	15.51 8.42	6.47 3.69	14.30 6.39	16.34 10.71	17.30 7.71	6.02 2.15	15.97 5.84	-14.22 -2.79	-5.09 -0.49	-28.35 -2.36	-14.54 -1.77
Adjusted R-squared		0.77	0.93	0.92	0.53	0.72	0.91	0.82	0.47	0.79	0.89	0.77	0.67
Durbin-Watson		0.68	0.83	0.51	0.49	0.72	0.70	0.34	0.45	0.45	0.43	0.36	0.64

Table 16: Error Correction Specification with Core Variables

	All variables			Set of significant variables					Balanced sample 1/			With LDV = 1		
	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.
Lagged dependant variable (LDV)	0.88 14.87	0.79 12.91	0.91 32.39	0.93 38.11	0.90 20.80	0.84 16.91	0.90 44.98	0.90 44.65	0.89 19.29	0.82 15.33	0.91 37.05	1.00	1.00	1.00
DEBTX-DEBTX(-1)	-0.02 -0.06	0.03 0.07	0.52 0.73											
DEBTX(-1)	0.09 0.95	0.24 2.12	0.47 2.56		0.07 0.79	0.24 2.27	0.41 2.62	0.45 2.82	0.13 1.34	0.30 2.57	0.49 2.45	-0.09 -1.69	-0.01 -0.16	-0.16 -1.41
RSCH	0.22 1.23	0.36 1.53	-0.11 -0.27											
TOT-TOT(-1)	0.78 0.56	0.88 0.46	2.08 0.68											
TOT(-1)	-0.54 -0.79	-0.73 -0.79	-0.58 -0.33											
XGR-XGR(-1)	-0.81 -1.53	-1.20 -1.64	-3.33 -2.75	-0.62 -1.33	-0.72 -1.48	-1.15 -1.73	-3.58 -3.25	-3.59 -3.28	-0.92 -1.72	-1.29 -1.75	-4.20 -3.45	-0.46 -0.96	-0.65 -0.98	-2.75 -2.38
XGR(-1)	-1.71 -2.89	-1.88 -2.30	-4.89 -3.72	-1.51 -3.15	-1.61 -3.23	-1.84 -2.73	-5.39 -4.84	-5.09 -4.56	-1.82 -3.33	-1.91 -2.52	-5.91 -4.74	-1.31 -2.71	-1.26 -1.87	-4.45 -3.82
FBGDP-FBGDP(-1)	-6.73 -1.41	-9.76 -1.46	-18.41 -1.90	-4.75 -1.13	-5.13 -1.20	-7.29 -1.22	-22.86 -2.69	-18.01 -2.05	-3.94 -0.85	-6.22 -0.94	-11.16 -1.05	-3.62 -0.85	-5.69 -0.93	-19.77 -2.20
FBGDP(-1)	-0.84 -0.37	-2.51 -0.77	-1.85 -0.35											
GRGDP-GRGDP(-1)	-0.10 -0.05	-0.69 -0.24	-9.27 -2.11					-8.15 -1.92						
GRGDP(-1)	-2.34 -1.06	-4.71 -1.57	-16.80 -3.84	-1.87 -1.16	-2.25 -1.33	-4.44 -1.91	-11.80 -3.23	-15.87 -3.78	-1.96 -1.09	-4.31 -1.71	-10.82 -2.55	-0.65 -0.42	-1.00 -0.47	-2.64 -0.80
IGDP-IGDP(-1)	-9.40 -2.17	-12.44 -2.09	-23.24 -2.54	-9.64 -2.85	-9.63 -2.84	-12.63 -2.68	-35.60 -4.60	-28.52 -3.35	-9.85 -2.70	-12.66 -2.49	-40.98 -4.89	-9.79 -2.85	-13.22 -2.72	-37.70 -4.60
IGDP(-1)	0.52 0.39	0.25 0.14	4.17 1.47											
log(INF)-log(INF(-1))	0.33 2.73	0.54 3.34	1.77 6.59	0.31 2.96	0.33 2.99	0.55 3.57	1.70 6.55	1.76 6.79	0.34 2.70	0.53 2.97	1.60 5.46	0.28 2.54	0.42 2.73	1.52 5.58
log(INF(-1))	0.03 0.44	0.13 1.34	0.34 2.38		0.03 0.50	0.13 1.41	0.37 2.75	0.35 2.52	0.03 0.54	0.14 1.46	0.34 2.31	-0.03 -0.49	-0.04 -0.54	0.06 0.50
C	3.58 2.96	4.84 3.11	1.32 0.63	2.63 4.05	2.97 3.75	3.88 3.63	2.02 1.34	1.48 0.97	3.21 3.82	4.05 3.44	2.51 1.41	1.78 3.03	1.50 1.83	5.58 3.99
Adjusted R-squared	0.92	0.87	0.98	0.92	0.92	0.87	0.98	0.98	0.92	0.87	0.97			
Durbin-Watson	2.07	2.16	1.72	2.14	2.11	2.22	1.65	1.69	2.09	2.20	1.80	2.22	2.39	1.55

1/ This is the sample of 16 countries (ie excluding Jordan, Peru, Poland and Russia) for which observations are available throughout the estimation period.

Table 17: Error Correction Specification with Core Variables and Crisis Related Variables

	Core Variables			Crisis index			Crisis index (asymmetric) 1/			Crisis related variables		
	Moody' S&P's	Ins. Inv.		Moody' S&P's	Ins. Inv.		Moody's S&P's	Ins. Inv.		Moody' S&P's	Ins. Inv.	
Lagged rating	0.90 20.80	0.84 16.91	0.90 44.98	0.94 25.06	0.92 22.89	0.94 49.45	0.93 25.49	0.90 22.24	0.94 55.60	0.89 20.14	0.84 16.80	0.90 49.32
DEBTX(-1)	0.07 0.79	0.24 2.27	0.41 2.62	0.01 0.14	0.10 1.23	0.25 1.72	0.05 0.63	0.15 1.70	0.23 1.79	0.12 1.34	0.26 2.47	0.53 3.48
XGR-XGR(-1)	-0.72 -1.48	-1.15 -1.73	-3.58 -3.25	-0.33 -0.79	-0.42 -0.78	-2.35 -2.42	-0.33 -0.83	-0.43 -0.83	-2.14 -2.37	-0.71 -1.58	-1.09 -1.89	-3.93 -4.19
XGR(-1)	-1.61 -3.23	-1.84 -2.73	-5.39 -4.84	-0.95 -2.18	-0.63 -1.13	-3.12 -3.00	-0.98 -2.36	-0.68 -1.26	-3.03 -3.21	-1.24 -2.71	-1.24 -2.12	-4.91 -5.07
FBGDP-FBGDP(-1)	-5.13 -1.20	-7.29 -1.22	-22.86 -2.69	-3.42 -0.94	-5.71 -1.21	-18.40 -2.12	-1.04 -0.29	-3.47 -0.74	-15.90 -2.29	-6.06 -1.55	-7.89 -1.55	-12.71 -1.62
GRGDP(-1)	-2.25 -1.33	-4.44 -1.91	-11.80 -3.23	-2.15 -1.49	-3.39 -1.83	-8.52 -2.57	-1.53 -1.10	-2.92 -1.61	-9.29 -3.14	-2.52 -1.61	-4.36 -2.16	-10.94 -3.44
IGDP-IGDP(-1)	-9.63 -2.84	-12.63 -2.68	-35.60 -4.60	-10.22 -3.52	-13.27 -3.55	-35.58 -5.21	-8.40 -2.96	-11.41 -3.04	-31.33 -4.97	-8.25 -2.32	-10.82 -2.30	-19.98 -2.67
log(INF)-log(INF(-1))	0.33 2.99	0.55 3.57	1.70 6.55	-0.02 -0.16	-0.06 -0.43	0.80 3.08	-0.02 -0.18	-0.05 -0.39	0.72 3.00	0.19 1.74	0.30 2.09	0.90 3.71
log(INF(-1))	0.03 0.50	0.13 1.41	0.37 2.75	-0.07 -1.37	-0.08 -1.02	-0.11 -0.79	-0.03 -0.56	-0.02 -0.30	-0.04 -0.31	0.07 1.31	0.19 2.34	0.43 3.59
CRIS-CRIS(-1)				0.03 7.65	0.04 9.49	0.03 3.62						
CRIS(-1)				0.03 5.92	0.05 7.32	0.10 7.69						
CRISHIGH-CRISHIGH(-1)							0.03 8.89	0.05 9.84	0.05 5.15			
CRISHIGH(-1)							0.04 6.26	0.06 6.80	0.14 9.34			
CRISLOW-CRISLOW(-1)							0.00 0.66	0.02 2.47	0.00 0.14			
CRISLOW(-1)							0.01 1.64	0.03 3.02	0.04 2.50			
CAGDP-CAGDP(-1)										6.42 2.10	5.28 1.34	18.66 2.81
CAGDP(-1)										2.86 1.41	4.97 1.83	8.85 2.08
STDR-STDR(-1)										0.24 1.81	0.61 3.57	-0.52 -1.78
STDR(-1)										0.14 1.62	0.19 1.69	0.33 1.75
REER-REER(-1)										-2.24 -4.01	-3.93 -5.49	-6.40 -5.28
REER(-1)										-0.23 -0.32	-1.88 -2.03	-5.75 -3.61
C	2.97 3.75	3.88 3.63	2.02 1.34	1.66 2.37	1.24 1.38	0.17 0.13	1.79 2.65	1.45 1.64	0.09 0.07	2.62 3.56	3.18 3.32	0.97 0.68
Adjusted R-squared	0.92	0.88	0.98	0.94	0.92	0.98	0.95	0.93	0.98	0.93	0.91	0.98
Durbin-Watson	2.11	2.22	1.65	2.11	2.20	1.47	2.11	2.22	1.56	2.25	2.39	1.46

Table 18: Error Correction Specification with Core Variables and Asymmetric Crisis Index, Robustness Check

	Crisis index			Without Mexico			Without Russia			Without Korea		
	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.	Moody's	S&P's	Ins. Inv.
Lagged rating	0.93 25.49	0.90 22.24	0.94 55.60	0.91 22.59	0.90 20.46	0.94 53.74	0.95 28.67	0.93 24.38	0.94 48.80	0.95 27.76	0.97 32.10	0.94 53.73
DEBTX(-1)	0.05 0.63	0.15 1.70	0.23 1.79	0.07 0.89	0.16 1.77	0.24 1.82	0.02 0.29	0.12 1.44	0.25 1.73	0.01 0.12	0.05 0.82	0.25 1.92
XGR-XGR(-1)	-0.33 -0.83	-0.43 -0.83	-2.14 -2.37	-0.38 -0.90	-0.49 -0.91	-2.33 -2.55	-0.35 -0.98	-0.49 -1.02	-2.16 -2.38	-0.29 -0.81	-0.24 -0.64	-2.04 -2.24
XGR(-1)	-0.98 -2.36	-0.68 -1.26	-3.03 -3.21	-1.03 -2.32	-0.73 -1.27	-3.17 -3.30	-1.08 -2.89	-0.81 -1.63	-3.26 -3.35	-1.02 -2.67	-0.59 -1.53	-2.89 -3.01
FBGDP-FBGDP(-1)	-1.04 -0.29	-3.47 -0.74	-15.90 -2.29	-1.01 -0.28	-2.91 -0.60	-15.06 -2.16	-0.38 -0.12	-2.34 -0.54	-14.93 -1.81	-2.25 -0.68	-6.09 -1.79	-16.59 -2.34
GRGDP(-1)	-1.53 -1.10	-2.92 -1.61	-9.29 -3.14	-1.75 -1.10	-3.08 -1.48	-9.74 -3.02	-0.98 -0.78	-2.20 -1.31	-8.77 -2.84	-1.14 -0.90	-1.57 -1.21	-9.22 -3.12
IGDP-IGDP(-1)	-8.40 -2.96	-11.41 -3.04	-31.33 -4.97	-8.83 -2.93	-12.18 -3.06	-31.76 -4.86	-6.60 -2.60	-9.73 -2.81	-32.72 -5.07	-7.61 -2.97	-9.52 -3.59	-31.84 -5.02
log(INF)-log(INF(-1))	-0.02 -0.18	-0.05 -0.39	0.72 3.00	-0.02 -0.17	-0.05 -0.37	0.57 2.31	0.11 1.19	0.08 0.59	0.64 2.59	0.01 0.08	-0.08 -0.76	0.76 3.17
log(INF(-1))	-0.03 -0.56	-0.02 -0.30	-0.04 -0.31	-0.02 -0.45	-0.01 -0.09	-0.04 -0.35	0.00 -0.05	-0.02 -0.25	-0.06 -0.48	-0.03 -0.71	-0.07 -1.21	-0.03 -0.20
CRISHIGH-CRISHIGH(-1)	0.03 8.89	0.05 9.84	0.05 5.15	0.03 8.63	0.05 9.62	0.05 5.36	0.05 11.60	0.07 12.01	0.03 2.80	0.03 7.23	0.04 10.01	0.04 4.72
CRISHIGH(-1)	0.04 6.26	0.06 6.80	0.14 9.34	0.04 6.10	0.06 6.64	0.15 9.51	0.05 8.90	0.08 9.08	0.13 7.67	0.03 5.33	0.06 8.48	0.13 7.77
CRISLOW-CRISLOW(-1)	0.00 0.66	0.02 2.47	0.00 0.14	0.00 0.49	0.02 2.01	0.00 0.14	0.00 0.41	0.02 2.48	0.00 -0.16	0.00 0.38	0.01 2.02	0.01 0.90
CRISLOW(-1)	0.01 1.64	0.03 3.02	0.04 2.50	0.01 1.39	0.03 2.53	0.04 2.25	0.01 0.92	0.03 2.93	0.04 2.09	0.01 1.18	0.02 2.73	0.05 2.98
C	1.79 2.65	1.45 1.64	0.09 0.07	1.91 2.64	1.58 1.68	0.09 0.07	1.68 2.79	1.29 1.59	0.01 0.01	1.61 2.59	0.71 1.11	0.05 0.04
Adjusted R-squared	0.95	0.93	0.98	0.95	0.93	0.98	0.96	0.94	0.98	0.95	0.96	0.98
Durbin-Watson	2.11	2.22	1.56	2.11	2.25	1.49	2.07	2.36	1.52	2.01	1.80	1.57

1/ Indonesia, Korea, Malaysia, Philippines, Thailand

Table 19: Error Correction Specification with Crisis Variables, During and Out of Crises

	Benchmark			REER			CAGDP		
	Moody's	S&P's	Ins. (-)	Moody's	S&P's	Ins. (-)	Moody's	S&P's	Ins. (-)
Lagged dependant variable	0.90 20.80	0.84 16.91	0.90 44.98	0.90 22.81	0.85 19.39	0.92 54.16	0.91 19.28	0.83 14.89	0.90 45.45
DEBTX(-1)	0.07 0.79	0.24 2.27	0.41 2.62	0.08 0.98	0.22 2.37	0.32 2.39	0.07 0.72	0.26 2.23	0.47 2.87
XGR-XGR(-1)	-0.72 -1.48	-1.15 -1.73	-3.58 -3.25	-0.45 -1.01	-0.82 -1.41	-3.11 -3.29	-0.89 -1.77	-1.61 -2.39	-4.15 -3.87
XGR(-1)	-1.61 -3.23	-1.84 -2.73	-5.39 -4.84	-1.30 -2.84	-1.42 -2.37	-4.51 -4.56	-1.69 -3.35	-2.20 -3.26	-5.44 -5.06
FBGDP-FBGDP(-1)	-5.13 -1.20	-7.29 -1.22	-22.86 -2.69	-7.10 -1.85	-8.70 -1.70	-14.72 -1.90	-4.58 -1.05	-5.27 -0.89	-16.55 -2.01
GRGDP(-1)	-2.25 -1.33	-4.44 -1.91	-11.80 -3.23	-3.43 -2.28	-6.19 -3.09	-13.33 -4.32	-2.14 -1.23	-4.11 -1.76	-10.93 -3.11
IGDP-IGDP(-1)	-9.63 -2.84	-12.63 -2.68	-35.60 -4.60	-9.76 -2.99	-12.12 -2.77	-24.64 -3.56	-6.23 -1.48	-4.10 -0.71	-18.10 -2.01
log(INF)-log(INF(-1))	0.33 2.99	0.55 3.57	1.70 6.55	0.07 0.59	0.11 0.77	0.58 2.31	0.29 2.52	0.53 3.38	1.50 5.89
log(INF(-1))	0.03 0.50	0.13 1.41	0.37 2.75	0.07 1.29	0.16 2.07	0.44 3.81	0.01 0.22	0.10 1.08	0.34 2.52
<u>During crisis</u>									
Var. *CRISD1-Var. (-1)*CRISD1(-1)				-3.97 -6.47	-6.08 -7.50	-10.73 -8.14	2.47 0.76	-0.95 -0.22	31.87 4.40
Var. (-1)*CRISD1(-1)				-2.21 -2.74	-3.67 -3.45	-13.63 -8.16	-1.70 -0.52	-0.74 -0.17	8.22 1.16
<u>Out of crisis</u>									
Var. *(1-CRISD1)-Var. (-1)*(1-CRISD1(-1))				-0.23 -0.29	-1.07 -1.03	-1.47 -0.85	6.53 1.71	13.99 2.71	30.49 3.57
Var. (-1)*(1-CRISD1(-1))				0.37 0.42	-0.75 -0.64	-2.93 -1.51	1.10 0.42	3.66 0.99	4.93 0.89
C	2.97 3.75	3.88 3.63	2.02 1.34	2.71 3.80	3.42 3.66	2.22 1.70	3.00 3.70	4.29 3.94	1.79 1.20
Adjusted R-squared	0.92	0.87	0.98	0.94	0.91	0.98	0.92	0.88	0.98
Durbin-Watson	2.11	2.22	1.65	2.38	2.53	1.50	2.12	2.22	1.62

Table 20: The Relation Between Different Mappings of the Rating Variables and Spread 1/

	Moody's				Standard and Poor's			
	Basic rating	With outlook	Log of probability	BBS mapping	Basic rating	With outlook	Log of probability	BBS mapping
Dependent variable: log (spread)								
Rating	0.26 11.95	0.26 12.02	0.50 11.51	0.02 10.73	0.25 12.86	0.25 13.40	0.53 13.28	0.02 12.15
C	-2.00 -7.88	-2.01 -7.94	0.32 3.91	-0.82 -4.65	-1.84 -8.22	-1.84 -8.55	0.39 5.65	-0.68 -4.65
Adj. R-squared	0.56	0.56	0.54	0.51	0.60	0.62	0.61	0.57
Durbin-Watson	0.59	0.58	0.64	0.67	0.58	0.59	0.66	0.59

1/ Sub period : July 1996 to Jan. 1999 only

Table 21: Explanatory Power of the Core Variables with Different Mappings of Ratings 1/

	Moody's				Standard and Poor's			
	Basic rating	With outlook	Log of probability	BBS mapping	Basic rating	With outlook	Log of probability	BBS mapping
DEBTX	1.13 11.62	1.13 11.58	11.33 7.67	0.61 10.70	0.94 7.26	0.96 7.32	7.59 4.28	0.40 6.02
RSCH	1.35 5.31	1.36 5.36	12.90 3.34	0.73 4.93	1.39 4.47	1.34 4.24	17.54 4.10	0.71 4.44
TOT	-2.03 -2.02	-2.01 -2.00	-51.04 -3.35	-1.37 -2.33	-2.33 -1.90	-2.52 -2.03	-43.76 -2.59	-1.35 -2.14
XGR	-2.10 -3.26	-2.17 -3.37	-10.25 -1.05	-0.94 -2.49	-2.00 -2.53	-2.21 -2.76	-15.09 -1.39	-0.92 -2.26
FBGDP	-4.90 -1.38	-5.14 -1.45	33.79 0.63	-2.20 -1.06	-13.35 -3.01	-13.17 -2.93	-227.61 -3.72	-8.46 -3.71
GRGDP	-9.70 -4.08	-9.63 -4.05	-122.65 -3.40	-5.26 -3.78	-10.34 -3.54	-11.71 -3.95	-82.69 -2.05	-4.27 -2.84
IGDP	-7.74 -4.14	-7.75 -4.15	-79.17 -2.79	-2.16 -1.98	-7.64 -3.33	-7.53 -3.24	-99.82 -3.16	-3.06 -2.60
log(INF)	0.35 3.77	0.36 3.82	3.30 2.32	0.16 2.91	0.64 5.60	0.65 5.61	2.16 1.36	0.24 4.14
C	14.74 11.98	14.80 12.05	134.43 7.20	2.64 3.67	15.88 10.55	16.34 10.71	135.16 6.52	3.17 4.09
Adjusted R-squared	0.77	0.77	0.56	0.70	0.72	0.72	0.60	0.67
Durbin-Watson	0.68	0.68	0.59	0.52	0.71	0.72	0.54	0.60

1/ Full sample. Log of probability refers to the corporate default probability. The BBS mapping to the proposed mapping by t

Speculative Attack and Optimal Interest Rate Defense under Uncertainty

Brieuc MONFORT*

March 2004

Abstract

This paper analyzes the effect of an interest rate defense in a model of currency crisis with self-fulfilling expectations and noisy private information for both speculators and the central bank. In Morris and Shin (1998), the interest rate - or transaction cost - plays a crucial role in determining the outcome of the attack, as raising the interest rate makes the collapse of the peg less likely.

In this paper, I follow this line of research further, by showing that when raising the interest rate is costly, the central bank chooses the interest rate such that the benefit in terms of lower speculation is balanced by the cost on output or on the banking system.

Besides, if speculators are not "myopic" and know that the interest rate reflects the information of the central bank, the informational content of the interest rate may lead them to behave more or less aggressively depending on the level of the interest rate. A high interest rate shows a strong commitment of the central bank to defend the peg and leads to a less aggressive behavior. When the fundamentals are stronger however, the central bank can safely set a smaller interest rate, which encourages speculation but without change in the peg.

Keywords: speculative attack, global game, active interest rate policy, fixed exchange rate regime.

*DELTA and CREST-INSEE, 15 boulevard Gabriel Peri, 92244 Malakoff, email: brieuc.monfort@ensae.fr.

1 Introduction

There is generally a skeptical view about the use of an active interest rate policy to defend a fixed-exchange rate commitment. At best, its effect is deemed to be neutral. At worst, interest rate defense only serves to hasten the demise of the peg. Anecdotal evidences often offer conflicting results. Two examples taken from the Asian crisis in 1997 and the crisis of the European monetary system illustrate this ambiguity. Between June and November 1997, the Korean central bank lost about a third of its foreign exchange reserves as the Asian crisis unfolded and gradually hit one Asian country after another. Despite raising the overnight interest rate from 12% to over 30% from early November to the end of December, the Korean central bank failed to prevent the fall of the won. In the summer of 1992, the Swedish krona came under speculative pressure and the Swedish central bank lost about one quarter of its foreign exchange reserves. This prompted in mid-September the central bank to raised the interest rate to sky-high level, up to 500%. Speculative pressures dampened, reserves loss were halted and the peg was maintained. But the Swedish case presented by Kraay (2002) as a "classical example" of a successful defense can be reappraised. The successful defense of the krona was short-lived as under renewed speculative pressure the central bank was forced to abandon the peg only two months later.

Raising the interest rate to prevent a speculative attack is costly both for the speculators and for the central bank. By raising the interest rate, the central bank can make it prohibitively costly for speculators to short sell a currency under attack and can thus deter speculation. The central bank however also bears the cost of high interest rate. Eichengreen, Rose and Wyplosz (1995) emphasize that the cost of high interest rate in terms on reduced domestic activity, increased government deficit and weakening of the banking system may be prohibitive. This may have prevented some countries during the EMS crisis of 1992-1993 to adopt an aggressive interest policy. Furman and Stiglitz (1998) present a strong case against interest rate defense and argue that far from preventing the collapse of the currency, interest rate defense may have contributed to deepening the Asian crisis. Besides the traditional effect of a contractionary monetary policy which reduce the demand for credit, high interest rate may have also decrease the supply of credit because it encourages firms into making high-yield but risky investment, it disrupts the link between banks and their customers and raises the probability of bankruptcy by pushing highly leveraged borrowers

to insolvency. They further argue that there should have been less concern about supporting the exchange rate and more about the cost of raising the interest rate. The outcome of the speculative attack depends on the expected gain of speculators but also of the expected loss of the central bank who embarks into an aggressive interest rate policy. If the cost of defense is too high for the central bank, an aggressive defense may be not only short-lived but also self-defeating.

A second crucial aspect of interest rate defense focuses on the information revealed by the policy of the central bank. According to this view, interest rate defense can be successful because it sends a positive signal to speculators who are uncertain about the commitment of the central bank to defend the peg, the level of reserves or the current state or prospect of the economy. The central bank sends a positive signal because, despite the cost associated with the interest rate defense, she is confident enough of the value of the currency to bear the burden of the defense described above. Again, this view has been challenged. Drazen (2000) point out that the interest signal is unclear: does a very high interest rate send a signal of toughness or simply of panic? Besides, raising interest rate may be interpreted by speculators as a cheap attempt to delay a crisis but the burden of defense is so high that the central bank may eventually be forced to abandon the peg.

The lack of empirical evidences about the effect of interest rate defense reflects the theoretical ambiguity of the question. Furman and Stiglitz (1998) find in a small set of nine emerging markets that interest rate increases are associated with exchange rate depreciation. Goldfajn and Baig (1998) do not find any robust correlation between exchange rate and interest rate in the Asian crisis but Dekle, Hsia and Wang (1999) in a specific study of Korea in 1997-1998 find support for the effectiveness of interest rate defense. Goldfajn and Gupta (1998) in a study of 80 countries from 1980 to 1998 find some evidence of successful interest rate defense, although they focus more on the role of the interest rate for reversing a depreciation following a crisis than on its role to prevent the crisis in the first place. In a more comprehensive study, Kraay (2002) studies a sample of 75 developed and developing countries from 1960 to 1997 and finds that there is no clear-cut between interest rates and the outcome of speculative attacks. He finds that raising the interest rate is neither necessary nor sufficient for a successful defense. Indeed, in little over than half of his episodes of failed speculative attacks (a decline of reserves by more than 20% not followed by a monthly depreciation of the exchange rate by 10% or above) did interest rate defense occurred. And only two-third of episodes of interest rate defense are associated with a stability

of the exchange rate. His results have however been criticized because of his definition of interest rate defense. He used interest rate deflated by annualized ex-post inflation, which is very volatile: alternative indicators of a contractionary monetary policy gives result more in favor of the success of interest rate defense. Besides, high nominal rate does not reflect defense but simply high devaluation expectation. Focusing on the EMS, Drazen and Hubrich (2003) find a more positive although qualified message in favor of interest rate defense. Disaggregating into the effect of future interest rate differentials, expectations of future exchange rates and risk premium, they find that the raising the interest rate strengthens the exchange rate in the short-run, but also leads to an expected depreciation at a horizon of a year and longer.

In this paper, I incorporate the interaction between speculators and a central bank during a speculative attack by taking into account both the trade-off for both agents (attacking or not attacking, defending or not defending the peg) and the role of signal given by an active interest rate policy. Those elements are not usually encompass in a single model in the existing theoretical literature on speculative attacks. Most traditional models of currency crisis do not allow for the existence of an explicit interest rate policy defense, as the interest rate is often determined by an interest parity condition as in Krugman (1979). To depart from the interest rate parity condition, one need to introduce some imperfect substitutability between foreign and domestic assets. Following the approach, Lahiri and Vegh (1999) show that a more active defense may delay the crisis in the short-run, but beyond a point, it will hasten the crisis as interest rate hikes worsen the fiscal position and raise expectations of the collapse of the peg. Flood and Jeanne (2000), in a model based on Flood and Garber (1984), also assume a deviation from the interest parity condition due to a risk premia on domestic bond increasing with the quantity of domestic bonds in international investors' portfolio. Bensaid and Jeanne (1999) focus on the cost associated with the interest rate defense which makes it self-defeating. Drazen (1999) explicitly model the signaling effect of the interest rate under incomplete information where the uncertainty concerns the commitment of the central bank to defend the peg. He finds that raising the interest rate can send a good signal and enhance the credibility of the peg.

The role of interest rate has also been incorporated in a new modeling of currency crisis based on "global games" as in Morris and Shin (1998)¹. Unlike first or second generation models of currency crises, global game models

¹The term global game was first coined by Carlsson and van Damme (1993) who

assume that the fundamentals are not common knowledge: speculators do not know for sure the value of the fundamentals and do not know the action that will be taken by other speculators. In these models, the outcome of the speculative attack does not depend on a deterministic worsening of fundamentals as in first generation models as in Krugman (1979) or on the realization of an exogenous sunspot as in Obstfeld (1986). One of the appealing features of this class of models is that attacks are more likely in an economy with relatively weak fundamentals. As in second-generation models, the outcome is determined by a combination of fundamentals and self-fulfilling beliefs but the previous indeterminacy of the crisis zone now gives rise to a unique equilibrium: for example, below the devaluation threshold, speculators decide to attack *en masse* the currency because they believe that fundamentals are weak, and because they believe others have the same belief and are thus more inclined to follow the same line of action. Unlike second-generation model, the emphasis is laid principally on strategic complementarities and on the actions of each agent of the foreign exchange market rather than on rational expectations.

In Morris and Shin (1998), the interest rate - or transaction cost - plays a crucial role in determining the equilibrium, although in the limit, when the transaction cost is very small, self-fulfilling attacks always occur. They also show that an increase of the transaction cost, by raising the opportunity cost of attacking, makes devaluation less likely. In their model however, the interest rate is an exogenous parameter. Besides, if we interpret the transaction cost restrictively as a management cost or more generally as the cost of the financial transaction (including the interest rate), this transaction cost should be somehow limited. Drazen (2001) claims that the possibility of interest rate defense runs into "simple arithmetic problem": if speculators expect the devaluation to occur in the near future, the interest rate must be maintained at extraordinary high levels to deter speculation: an overnight devaluation of 0.5% would require an annual interest rate of over 500%. If the game takes place on a very short period, the interest rate remains nonetheless minimal compared to the expected gain of the devaluation. In the limit case where the ratio of the cost of the attack to its gain converge to zero, speculative attacks should always occur successfully and the previous crisis zone where self-fulfilling attacks were possible would give rise to an extension of the region where crises always occur.

Two extensions of the basic global game framework are most closely

prove that the indeterminacy of equilibrium may disappear in a coordination model with strategic complementarity when adding some small uncertainty about the fundamentals.

related to this paper. Tarashev (2001) focuses on introducing a market determined interest rate, which reflects the pressure on the exchange rate but rather the conditions on the monetary market. However, the interest rate is determined by an uncovered interest parity equation and thus does not reflect a possible defensive behavior of the central bank. In Angeletos, Hellwig and Pavan (2002), the interest rate depends on the decision of the central bank and not of the market. However, their set up is intermediate between global games and games with partial information, as the level of the interest rate reveals some information to the speculators. They nonetheless assume that speculators continue to use their private information and that the threshold resulting from global games still apply. They find that interest rate defense is partly successful as it reduced the zone of uncertainty within which speculative attacks may or may not occur.

This paper adopts a global game set-up but unlike Angeletos, Hellwig and Pavan (2002) remains within this framework. I assume that the central bank is also imperfectly informed about the fundamentals of the economy. The interest rate of the central bank does not reveal the true state of the economy but only some information about the signal of the central bank. Speculators make their decision on the basis on their own private signal and of the public signal reveals by the central bank. The outcome of the game depends on the relative precision of the information of the central bank compared to that of speculators. This paper is thus closely linked with a part of the global game literature which focuses on the role of public and private signal on the determination of the devaluation threshold. In particular, Morris and Shin (2001) study the influence of the relative precision of the ex ante distribution of the fundamentals (common prior) and that of the private information. The existence of a unique equilibrium requires that the precision of the private signal is high enough relative to the common prior. Metz (2001) shows how the devaluation threshold is affected by small changes in the parameters of the information structure.

The remainder of the paper is organized as follows. Section two presents the basic form of the currency crisis model to be used. In part three, I present the equilibrium in the model with a perfectly informed central bank, depending on whether speculators are perfectly informed - as in standard second generation models à la Obstfeld - or imperfectly informed - as in Morris and Shin. In a global game setting, comparative statics show that the central bank cannot raise the interest rate above a certain value, above which the cost of higher interest rate outweighs the benefit of lower speculation. For better fundamentals however, the equilibrium where the peg is maintained

is compatible with an interest rate which decreases as the fundamentals improve. However, this interest rate schedule cannot be implemented by the central bank, as the central bank would fully reveal the value of the fundamentals: unless speculators are "myopic", the coordination mechanism resulting from the absence of common knowledge would no longer apply. In section four, I assume that the central bank is also imperfectly informed about the state of the economy at the time it announced the level of the interest rate. To focus in the first place on the interest rate policy of the central bank when she is uncertain about the value of fundamentals, I assume that speculators are not influenced by information contained in the interest rate of the central bank, either because they are myopic or because they are much better informed. I show that the interest rate schedule is a continuous function of the signal of the central bank with a single maximum and with positive skewness. I also study the cost associated with the uncertainty about the fundamentals for the central bank. In section five, I relax the hypothesis about the information of speculators. Speculators acknowledge that the interest rate set by the central bank reveals some information about its own signal, which may lead them to behave more or less aggressively depending on the level of the interest rate. I show that a high interest rate may show a strong commitment of the central bank to defend the peg and lead to a less aggressive behavior of speculators. When the fundamentals are stronger however, the central bank can safely set a smaller interest rate, which encourages speculation but without change in the peg.

2 The model

Our benchmark model is a variant of the incomplete information model studied by Morris and Shin (1998). The model is focused on the strategic interaction between a central bank willing to defend the exchange rate peg and a group of international speculators willing to bring its collapse. In this section I present the payoffs of the central bank and of speculators as well as the timing of the model and the structure of information.

2.1 The central bank

The central bank is committed to maintain the exchange rate at a fixed level. It will keep this commitment as long as the benefit from maintaining the peg exceeds the cost of doing so. The central bank derives a fixed benefit from

defending the peg, either because it provides an anti-inflation discipline or because reneging an earlier commitment to maintain the exchange rate has a political cost for the central bank or for the government if the central bank is not fully independent. I normalize the fixed benefit of defending the peg to 1. If the peg is broken, this benefit disappears and the central bank gains 0. In order to achieve exchange rate stability, the central bank can raise the interest rate r but at the cost of increased hardship for the economy. Besides the traditional Keynesian effects of a contractionary monetary policy, raising the interest rate may increase the debt burden of the government or may destabilize a fragile banking system. Specifically, the interest rate enters the utility of the central bank via an cost function $c(r)$ increasing in r and twice differentiable ($c'(\cdot) \geq 0$ and $c''(r) \geq 0$).

Eventually, the central bank decides to abandon the peg either because the speculative pressure on the foreign exchange market is too high or because the fundamentals of the economy are too low. Speculative pressure s is measured by the number of speculators attacking the currency. The underlying fundamentals of the economy are represented by θ . A higher θ denotes stronger fundamentals. As is customary in the literature, I will discuss of θ as the fundamentals, though it may help to interpret it rather as some shocks affecting the economy, for example a shocks on the terms of trade or on the balance of payments.

The utility of the central bank is modeled as follows:

$$U^{CB} = \begin{cases} 1 - c(r) & \text{if } \theta > s, \\ -c(r) & \text{if } \theta \leq s. \end{cases} \quad (1)$$

In Annex 1, I provide a derivation of equation (1) in the spirit of Obstfeld (1996). In this simple model, I assume that both speculative pressure and level of fundamentals affect the utility of the central bank only through the outcome of speculative attacks on the foreign exchange markets. The peg survives provided that the disruption associated with speculative pressure s is below the level of fundamentals θ .²

A possible way to interpret this specification of the utility of the central bank is to distinguish between short-term and long-term effects. The collapse of the exchange leads to a long-term cost, given that it may increase the volatility of the exchange rate or may boost inflationary pressures. In

²This formulation is similar to that of Morris and Shin [2004] where the bankruptcy completely wipe out the asset of a firm. This formulation is made mainly for the stake of simplicity, although it would be possible to assume that the speculative pressure gradually dents the utility of the central bank as in Morris and Shin [1998].

the same way, raising the interest rate may permanently depress domestic investment. Besides, if the central bank is engaged in a war of attrition with speculators, it may have to raise the interest rate for a long enough period. On the contrary, speculative pressure usually unravels in a very short time span. The effects of speculation are transitory and may soon be reversed. For example, in a Krugman-type model³, a speculative attack leads to a depletion of reserves. If the attack is unsuccessful, however, capital flows soon reversed and reserves return to their previous levels.

2.2 Speculators

There is a continuum of speculators of mass 1 indexed by $i \in [0, 1]$. A speculator can either attack the currency or refrain from doing so. Speculators attack the currency by borrowing domestic money from the central bank and then exchange it for foreign currency at the foreign exchange window. They take a short position on the currency. If the speculator decides to attack the currency, he has to pay the borrowing cost r . One may also think of the interest rate as a spread over a risk-free international interest rate assumed to be equal to 0.

If the attack is successful and the peg collapses, the speculator gets the difference between the rate of depreciation of the currency, supposed to be constant at d , and the cost of borrowing. On the other hand, if the central bank successfully defends the peg, the speculator ends up with a negative payoff as he has to reimburse his loan and pays the interest rate r .

	The peg does not collapse	The peg collapses
Attacks the currency	$-r$	$d - r$
Does not attack	0	0

I impose the following restrictions on the interest rate: $c(d) > 1$. Raising the interest rate up to d , which would in effect kill all speculation, has a prohibitive cost for the central bank: in this case, the cost implied by the interest rate defense would be above the benefit derived from the preservation of the peg.

³In an extension of his model, Krugman [1979] studies the case where speculators test the level of reserves the central bank is willing to commit. If the attack is unsuccessful, capitals flow in and the level of reserves is restored. This lead to alternating crises and recovering of confidence.

2.3 The sequence of events and the structure of information

The game is a sequential game where the central bank announced her interest rate policy before speculators make their decision to attack or not the peg. The sequence of events unfolds as follows:

1. At the beginning of the game, nature chooses the state of the fundamentals θ . The central bank and the speculators receive a signal about the value of the fundamentals, which could be either perfect or noisy.
2. Depending on the value of the fundamentals, the central bank sets the value of the interest rate either at r .
3. Speculators perfectly observe the value of the interest rate and derive some information about the signal of the central bank. They decide or not to attack depending on their idiosyncratic information and this additional information.
4. The central bank observes perfectly the level of speculative pressures. Even if she did not observe perfectly θ at the beginning of the game, she can now learn it perfectly from the level of speculative pressure⁴. Depending on the size of the speculative pressure and of the value of the fundamentals, the central bank is forced to devalue the currency or she can maintain the peg.
5. The profit or loss of speculators is realized: they pay the interest rate on their borrowing and pocket the profit if the peg have collapsed.

The ex-ante distribution of the fundamentals θ (the common prior) is common knowledge. For simplicity, I assume that the random variable θ has the (improper) uniform prior over the real line.⁵ Each agents receive an idiosyncratic signal which is a noisy observation of the fundamentals. The central bank observes the realization of the random variable

$$y = \theta + \eta \tag{2}$$

⁴This is a standard result of learning when a continuous variable is realized. See for example Chamley (2003)

⁵Improper prior allow to concentrate on the updated beliefs without taking into account the information contained in the prior distribution. The uniform prior can be considered as the limiting case of normally distributed fundamentals θ with an mean which takes the arbitrary value μ and with precision α as the value of α goes to zero. In a working version of this article, I derive the earlier results of this article when the prior has this more general form.

where the noise η is normally distributed with mean zero and precision (the inverse of the variance) γ . Let $\phi(\cdot)$ be the density of the normal distribution with mean 0 and variance 1 and $\Phi(\cdot)$ its cumulative distribution function.

Similarly, a speculator i observes

$$x_i = \theta + \varepsilon_i \quad (3)$$

where the noise ε_i is normally distributed with mean zero and precision β . The noise ε_i is i.i.d. across speculators and each is independent of η . This idiosyncratic noise may represent difference of information between speculators or alternatively, given the same information, some difference in interpreting the same information. For example a political crisis in a country with a particularly divided political spectrum may be interpreted as "business as usual" by some speculators, whereas others may think that this crisis will slow down the pace of reforms, will lead to a deadlock and will have adverse effect on the exchange rate, thus prompting them to attack the currency.

One crucial point of the analysis concerned the information derived by speculators from the interest rate.

- In section 3, I study the benchmark case where the central bank is perfectly informed and where speculators are imperfectly informed about the fundamentals. I also assume that the interest rate is exogenous. This case corresponds to the model of Morris and Shin (1998). Traders thus do not learn anything from the interest rate. I derived some comparative statics results about a possible interest rate policy and show that these results would be equivalent to the policy in a setting where agents would be "myopic" and neglect the information content of the interest rate.
- In section 4, I focus on the interest rate policy of an uninformed central bank. I assume that speculators do not take into account the information content of the interest rate, either because they are still "myopic" or because they are much better informed than the central bank ("almost perfectly informed")⁶. In this last case, the signals of the speculators are not perfect and the small noise allow them to coordinate on a single equilibrium, but the variance of their noise is very

⁶For example, speculators are more experienced on the foreign exchange markets and may have an information superior to that of the trading desk of a central bank. Alternatively, in this sequential game, speculators may benefit from the continuous flow of information received after the interest rate is announced by the central bank.

close to zero. In this setting, the information speculators might derive from the interest rate is irrelevant to them compare to their own private signal. That section focuses on the interest rate policy when the information of the central bank and on the cost associated with this imperfection.

- Eventually, in section 5, I study the impact of the information conveyed through the interest rate to speculators. To make the model tractable, I assume that speculators can perfectly deduce from the interest rate the signal of the central bank and thus observe along their own idiosyncratic signal x_i the signal of the central bank y . I will elaborate in that section on the reason of this specific assumption. Note however that the existence of a unique equilibrium in the model still requires that the information of speculators should be more precise than that of the central bank.

3 Equilibria with a Perfectly Informed Central Bank

In this section, I present two benchmark cases under the two following restrictions: 1) the central bank is perfectly informed about the state of the fundamentals, 2) the interest rate is exogenous and constant. The case where speculators are also perfectly informed, correspond to Obstfeld (1996). If otherwise speculators are imperfectly informed, the game is similar to that of Morris and Shin (1996).

3.1 Multiple equilibrium under perfect information of the speculators

The peg collapses if $\theta \leq s$. The mass of speculators is always between $[0, 1]$. So, when $\theta \leq 0$, the peg collapses even in the absence of a speculative attack. On the contrary, when $\theta \leq 1$, the peg is maintained irrespective of the actions of the speculators. Let $\underline{\theta} \equiv 0$ and $\bar{\theta} \equiv 1$. The interesting case is when $\underline{\theta} \leq \theta \leq \bar{\theta}$. Here, an attack on the currency will bring down the currency provided the incidence of attack is large enough but not otherwise.

If all the players receive a perfect information about the state of fundamentals (the fundamentals are common knowledge), the game is one of complete information and the typical tripartition of fundamentals as in the original multiple equilibria model by Obstfeld (1996) applies:

- The *unstable region* below $\underline{\theta}$, where the loss of defending the peg exceeds that of defending the peg irrespective of agent's actions.
- The *stable region* above $\bar{\theta}$: over this range, agents are not powerful enough to force the government into devaluing the currency.
- The *"ripe for attack"* region occurs when $\underline{\theta} \leq \theta \leq \bar{\theta}$: in this region, speculative attacks may be self-fulfilling: if a large enough fraction of speculators decide to attack the peg, the central bank may be forced to devalue, even though it would have been able to sustain the attack had it been smaller.

3.2 Unique equilibrium under imperfect information of the speculators

Assume now that only speculators observe the fundamentals with an idiosyncratic noise ε_i and that the interest rate is constant and exogenous at r . Morris and Shin (1998) have demonstrated that, once noisy information is introduced, the lack of common knowledge leads to the selection of a unique equilibrium for any given state of the fundamentals.

In the game with imperfect information, speculators follow a threshold strategy under which they always attack if they receive a signal below x^* (the threshold signal) and never if they received a signal above. The peg always collapses if the value of the fundamentals is below θ^* (the devaluation threshold). The value of the threshold signal and the devaluation threshold are determined by the indifference condition of the central bank and the indifference condition of the speculators. In what follows, I only briefly give a sketch of the proof.

When the fundamentals are at the level of the devaluation threshold θ^* , the central bank is indifferent between maintaining the peg and devaluing. Specifically, the size of the speculative attack, s^* , is equal to the level of the fundamentals: $s^* = \theta^*$.

For a given strategy profile $\pi(x)$ and for a given state of fundamentals θ , the proportion of speculators attacking the currency when their signal is x is $s(\theta, \pi(x)) = \int \pi(x) \phi(x|\theta) dx$. In equilibrium, Morris and Shin (1998) show that the speculators follow a trigger strategy and always attack when their idiosyncratic signal is below a certain threshold x^* . In this case, the size of the attack is: $s(\theta, \pi(x^*)) = \int_{-\infty}^{x^*} \phi(x|\theta) dx = \Phi(\sqrt{\beta}(x^* - \theta))$.

The indifference condition of the central bank can thus be written as follows:

$$\Phi(\sqrt{\beta}(x^* - \theta)) = \theta^* \quad (4)$$

A speculator who receives the threshold signal x^* is indifferent between attacking the peg and not attacking. His posterior distribution of the fundamentals $\theta|x$ is normally distributed with mean x and with precision β . His expected payoff to attacking the currency conditional on the signal x is thus given by $dP(\theta < \theta^*|x) = r$.

In equilibrium, the expected payoff of the speculator who receives the threshold signal when the fundamentals are equal to the devaluation threshold is equal to zero. The indifference condition of the speculators can thus be written as follows:

$$d\Phi(\sqrt{\beta}(\theta - x^*)) = r \quad (5)$$

This system of two equations defines the values of the threshold signal x^* and that of the devaluation threshold θ^* . Solving for the threshold signal, the devaluation threshold is thus determined:

Proposition 1 *The devaluation threshold θ_r^* and the threshold signal x_r^* are given by the following system of equations:*

$$\begin{cases} \theta_r^* = \Phi(\Phi^{-1}(r/d)) = 1 - r/d \\ x_r^* = \theta_r^* + \Phi^{-1}(r/d)/\sqrt{\beta} \end{cases} \quad (6)$$

Proof: The proof stems directly from Morris and Shin (1998). Figure 1 given in Annex 3 present the derivation of the equilibrium. \square

The outcome of the speculative attack is a trade-off between the net cost for the central bank and the expected net cost for speculators. The devaluation threshold θ_r^* depends on the benefit of defending the peg (equals to 1) and the relative cost of attack for the speculators (r/d). The threshold signal x^* also depends on the distribution of the private signal and in particular of the precision β .

3.3 Interest rate policy: comparative statics

We now turn to the effect of the interest rate on the devaluation threshold. This section presents some comparative statics results and study the impact of a change in the exogenous interest rate. The comparative statics

is equivalent to assuming that the interest rate policy has no effect on the posterior distribution of the signal of speculators. This boils down to assuming that speculators are "myopic" and ignore the information content of the interest rate and do not realize that the interest rate reflects the (perfect) information of the central bank.⁷

In this case, we show that the central bank can raise the interest rate to prevent default up to a maximum level of interest rate (an interest rate ceiling).

Proposition 2 (*Comparative statics*)

- a) The devaluation threshold $\theta_r^* = 1 - r/d$ and the threshold signal x_r^* are decreasing with r .
- b) The central bank cannot raise the interest rate above \hat{r} such that $c(\hat{r}) = 1$; the devaluation threshold at this point is $\hat{\theta} \equiv \theta_{\hat{r}}$.
- c) For fundamentals below $\hat{\theta}$, no defense is possible. For fundamentals above $\bar{\theta} = 1$, no defense is required. In between, setting the interest rate such that $r = d(1 - \theta)$ is sufficient to prevent the attack.

Proof: these results stem directly from the definition of the devaluation threshold given in proposition (1). The derivative of θ_r^* with respect to r is always negative: $\delta\theta_r^*/\delta r = -1/d < 0$. Note also that the devaluation threshold is increasing with d : when the payoff of attacking the currency increases, speculators are more aggressive and, ex ante, the probability of collapse of the peg increases.

The central bank has no incentive to raise the interest rate above $c(\hat{r}) = 1$ because the cost of defense will then be superior to the benefit it expects to derive from preserving the peg. This defines the devaluation threshold $\hat{\theta} \equiv \theta_{\hat{r}}$ below which the central bank has no incentive to defend the peg. In the same way, for "safe" fundamentals above $\bar{\theta} = 1$, the central bank is indifferent to speculation given that the peg will never collapse in this region. Eventually, in the intermediary region $[\hat{\theta}, \bar{\theta}]$ the central bank could set the interest rate so that it is just sufficient to prevent the collapse of the peg. \square

If speculators are not myopic however, the central bank cannot implement this policy, because the interest rate policy of proposition 2 would

⁷Note that an identical set up will be obtained by modifying the time line of the model presented in section 2.3: if the central bank chooses the interest rate only on the basis of the common prior (because it receives her private signal y after), the set-up in terms of information will be identical.

perfectly reveals the information of the central bank and the true state of the economy. The interest rate is perfectly informative in the region $[\hat{\theta}, \bar{\theta}]$. The model is thus identical to that studied by Obstfeld [1996] with perfect information and multiple equilibria. Out of the region $[\hat{\theta}, \bar{\theta}]$, the central bank does not raise the interest rate, either because it knows that interest rate defense is always inefficient or because it is unnecessary. Angeletos and al. (2003) constitute an attempt to study the model of interest rate defense with perfect information of the central bank. With perfect information about the fundamentals, the multiplicity of equilibria is restored. In the remaining parts of this paper, I remain within the global game framework by assuming that the central bank is not perfectly informed about the state of the fundamentals and that speculators thus learn only imperfectly about the fundamentals from their own signal and from the signal of the central bank.

4 Interest Rate Policy under Uncertainty

In this section, I assume that the central bank receives only a noisy signal of the level of fundamentals. I also assume that the interest rate, which is a public information observed by all speculators, has no effect on the posterior distribution of the fundamentals for speculators. This restriction will be relaxed in the next section of the paper when I will consider the effect of the interest rate signal. As in the previous section, I could assume that speculators are myopic. Another more general interpretation would be that although speculators are fully aware of the information contained in the interest rate, they neglect this information because the precision of their private signal is much higher than that of the public signal contained in the interest rate.⁸

4.1 Interest rate policy of an imperfectly informed central bank

In this background, we have the following proposition:

Proposition 3 (*Imperfectly informed central bank*)

⁸In particular, there will be a single equilibrium and the posterior distribution of speculators will not be affected by the public signal if the observation by speculators of θ is almost perfect ($\beta \rightarrow \infty$) and provided the public signal is sufficiently noisy (the exact restriction given by $\sqrt{\beta} \geq \gamma\sqrt{2\pi}$ will be given in section 5.1).

If the central bank is imperfectly informed and speculators almost perfectly informed ($\beta \rightarrow \infty$ and $\sqrt{\beta} \geq \gamma\sqrt{2\pi}$):

a) The interest rate has only an effect on the payoff of speculators and not on their information. For any given interest r , there is a single devaluation threshold θ_r^* as calculated by equation (6).

b) The interest rate can take a maximum value of r^* where $r^* \equiv \min\left\{\hat{r}, \frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}}\right\}$.

The interest rate policy is a continuous function $r(y)$ of y with a single mode for a value $y^* \equiv (1 - r^*/d)$ of the private signal of the central bank and with positive skewness.

Proof: The game is solved backward. After the interest rate is announced, speculators observe their own private signal x_i and the interest rate announced by the central bank $r(y)$. Although this interest rate reveals some information about the signal of the central bank, this information is dwarfed by the private signal received by speculators who are better informed. After the government announces her interest rate, the game is thus formally identical to that of the preceding section. Points a) stems directly from this observation. The full proof of point b) is given in Appendix 2 but I give here below only a brief outline of the proof. \square

After receiving her signal, the central bank knows that the devaluation threshold will be given by θ_r^* . The peg will only be maintained if the values of the fundamentals is above θ_r^* . The posterior distribution of θ for the central bank given her signal y is normally distributed with mean y and precision γ . When setting the interest rate to r , the government suffered the cost of defense $c(r)$. Her expected utility is thus:

$$E(U_r^{CB}|y) = -c(r) + P(\theta > \theta_r^*|y) = -c(r) + \Phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_r^*)) \quad (7)$$

The central bank must set the interest rate so as to minimize her expected loss. As in the previous section, raising the interest rate has possible conflicting effects on the (expected) utility of the central bank, as it deters speculators and reduces the probability of crisis but raises the cost of defense:

$$\frac{\delta E(U_r^{CB}|y)}{\delta r} = -c'(r) + \sqrt{\gamma}\phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_r^*)) \gtrless 0 \quad (8)$$

In the above equation, $c'(r)$ represents the marginal cost of raising the interest rate while $\sqrt{\gamma}\phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_r^*))$ represent the expected marginal benefit gain from curbing speculation. For low level of interest rate, the marginal

(expected) benefit of raising the interest rate is larger than the cost of defense. As the interest rate becomes larger however, the central bank may find that the cost of defense exceeds her expected benefit and may prefer a lower interest rate.

If the signal of the central bank is exactly equal to the true state of fundamental θ (i.e. $y = \theta_r^*$), the above constraint of the central bank becomes:

$$c'(r) \leq \frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}} \quad (9)$$

Define r^* such that: $r^* \equiv \min \left\{ \hat{r}, \frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}} \right\}$. The central bank cannot raise the interest rate above \hat{r} because for this interest rate the cost of defense will exceed the benefit of defense with certainty or above $\frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}}$ because even in the most favorable case, the marginal cost of defense will exceed the marginal benefit of defense.

To derive the exact properties of the function which links the signal of the central bank y to the interest rate it offers $r(y)$, I introduce the function $\Psi(y, \rho)$ which represents the marginal benefit from raising the interest rate by one small notch Δ from a given rate ρ to $\rho + \Delta$. Central banks usually move their leading interest rate by a discrete amount, for example 25 basis points. The function $\Psi(y, \rho)$ is given by:

$$\Psi(y, \rho) \equiv E(U_{\rho+\Delta}^{CB}|y) - E(U_{\rho}^{CB}|y) \quad (10)$$

If the interest rate is equal to ρ , the devaluation threshold is θ_{ρ}^* while it takes the lower value $\theta_{\rho+\Delta}^*$ if the central bank raises the interest rate by Δ . Define y_{ρ}^* as the mean of these two thresholds: $y_{\rho}^* \equiv (\theta_{\rho}^* + \theta_{\rho+\Delta}^*)/2$.

The properties of the function $r(y)$ given in Appendix 2 derive from the following lemmas:

Lemma 1 *The function $\Psi(y, \rho)$ is continuous, symmetric with respect to y_{ρ}^* and decreasing with y over $[y_{\rho}^*, +\infty[$. By symmetry, it is increasing with y over $] -\infty, y_{\rho}^*]$.*

Lemma 2 *The central bank defends the peg up to the level r only if the interest rate is below r^* which solves the following implicit equation: $c'(r^*) \leq \sqrt{\gamma}/(d\sqrt{2\pi})$.*

Lemma 3 *If $\Psi(y_\rho^*, \rho)$ is positive, there are two values \bar{y}_ρ and \underline{y}_ρ such that $\bar{y}_\rho > \underline{y}_\rho$ and $\Psi(\bar{y}_\rho, \rho) = \Psi(\underline{y}_\rho, \rho) = 0$. Provided the central bank defend the peg, the thresholds \bar{y}_ρ (resp. \underline{y}_ρ) are decreasing (resp. increasing) with ρ until ρ reaches a certain level r^* and they converge towards y^* as ρ increases.*

Lemma 4 *The function which links the interest rate to the signal of the central bank y has a signal mode at y^* and presents positive skewness.*

Lemma 2 is simply the condition about the interest rate ceiling derived previously. Lemma 1 and lemma 3 states that the central faces two threshold signals \underline{y}_ρ and \bar{y}_ρ when the interest rate is at ρ and when she decides to raise it by one notch Δ . For very low signals, she thinks the defense will be unsuccessful and prefer the lower interest rate. For very high signals, she deems the aggressive defense strategy unnecessary. For intermediate values of the signal however, raising the interest rate to $\rho + \Delta$ raises the expected welfare of the central bank, as the adverse cost linked with interest rate defense is inferior to the advantage derived from a lower probability of speculative attack. In lemma 4, I prove that when the interest rate rises, this intermediate zone where defense is deemed worthy shrinks, until the interest rate reaches its ceiling r^* .

The positive skewness of the interest rate policy schedule means that for a small positive change of her private signal, the central bank is more willing to raise the interest rate when her signal is low than she is willing to decrease the interest rate when her signal is high. In the same way, for a small negative change of her private signal and when her signal is low, the central bank will decrease much more rapidly her interest rate because interest defense seems more futile. However, when her signal is high, she will raise by a smaller amount the interest rate.

4.2 Should the central bank mount an aggressive defense?

I derive here simple results about the aggressiveness of the interest rate defense. These results are similar to those in the case where the central bank is perfectly informed. In section 4.3, I will focus particularly on the role of γ , the precision of the information of the central bank.

Proposition 4 *The central bank can have a more aggressive and successful defense as the payoff from speculation decreases (lower d) and as the cost associated with the interest rate is lower (lower $c'(\cdot)$).*

Proof: These results stem directly from the derivation of the condition: $r^* \equiv \min\left\{\hat{r}, \frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}}\right\}$. Besides as $y^* \equiv (1 - r^*/d)$, a higher interest rate means that on average the value of y^* is lower and the ex-ante probability of collapse of the peg is lower. Indeed:

$$\frac{\delta r^*}{\delta d} = -\frac{\sqrt{\gamma}}{2d^2 c''(\cdot)\sqrt{2\pi}} < 0$$

A higher d makes speculators more aggressive and the peg more prone to collapse. \square

4.3 The cost of uncertainty

This interest policy under uncertainty can be compared as the interest policy obtained by comparative statics in proposition 2. In both cases, the interest defense is more aggressive for high level of fundamentals. When the fundamentals are low and the defense unlikely to be successful, the central bank does not embark on a costly and uncertain defense.

Given that the ex ante prior is uniform over the real line, it is not possible to compute the exact cost associated with the uncertainty. However, the central bank can do two types of mistake: when the central bank on the basis of her private signal y sets the interest rate to ρ and provided there are scope to increase it further to $\rho + \Delta$, the defense is too aggressive if $\theta > \theta_\rho^*$. In this case the peg could have survived even with lower interest rate. On the contrary, the central is not enough aggressive if $\theta < \theta_\rho^*$. In this case, the peg collapses even though the central bank may have been able to prevent this outcome with a more aggressive defense. As the precision of y increases, these inefficiencies disappear.

Proposition 5 *As the precision of the signal of the central bank γ increases, the interest rate policy converges toward that defined in proposition 2. In particular, as γ increases, the maximum interest rate converges toward \hat{r} .*

Proof: When the central bank receives a signal between \underline{y}_ρ and \bar{y}_ρ it raises the interest rate from ρ to $\rho + \Delta$. Define ξ as the value such that:

$$\xi = \underline{y}_\rho - y_\rho^* = y_\rho^* - \bar{y}_\rho$$

I will prove that as γ converges toward ∞ , ξ converges toward $\frac{\Delta}{2d}$. Recall that $y_\rho^* = (\theta_\rho^* + \theta_{\rho+\Delta}^*)/2$. Hence:

$$\xi = \bar{y}_\rho - \theta_\rho^* + \frac{\Delta}{2d} = \bar{y}_\rho - \theta_{\rho+\Delta}^* - \frac{\Delta}{2d}$$

And:

$$\begin{aligned}\Psi(\underline{y}_\rho) &= \Psi(y_\rho^* + \xi, \rho) \\ &= \Phi\left(\sqrt{\gamma}\left(\frac{\Delta}{2d} + \xi\right)\right) - \Phi\left(\sqrt{\gamma}\left(-\frac{\Delta}{2d} + \xi\right)\right) + c(\rho) - c(\rho + \Delta) = 0\end{aligned}$$

Rewrite as:

$$\xi = \frac{\Delta}{2d} + \frac{1}{\sqrt{\gamma}}\Phi^{-1}\left(\Phi\left(\sqrt{\gamma}\left(\frac{\Delta}{2d} + \xi\right)\right) + c(\rho) - c(\rho + \Delta)\right)$$

Given that $c(\rho) - c(\rho + \Delta)$ is a finite negative value, ξ has a finite limit as γ tends towards ∞ (otherwise the left hand side of the above equation would be infinite but its right hand side finite). The finite limit of ξ is $\frac{\Delta}{2d}$. Hence $\bar{y}_\rho \rightarrow \theta_\rho^*$ and $\underline{y}_\rho \rightarrow \theta_{\rho+\Delta}^*$. When the signal of the central bank is very precise, it decides to raise the interest rate up to the last limit, i.e. when his signal is equal the devaluation threshold.

For relatively high signals, the central bank would gradually raises the interest rate as her signal reaches $\theta_\rho^* = 1 - \rho/d$. The curve of interest rate policy thus follow the linear curve $r = d(1 - y)$. As r reaches it maximum level however, the central bank has to rapidly scale down her unsuccessful defense and the interest rate drops to 0 for values of the signal below $\theta_{\hat{r}}^* = \hat{\theta}$. \square

In figure 2 in Annex 3, I present the interest rate policy when the signal of the central bank is almost perfect ($\gamma \rightarrow \infty$), with correspond to the linear schedule or proposition 2 and the case when her signal is imperfect which correspond to proposition 3. Overall, the uncertainty about the fundamentals lead to three types of cost for the central bank:

- Mounting an aggressive defense although the peg would be sustainable with a lower interest rate. The penalty inflicted on the economy by the high level of interest rate could have been avoided. This correspond to the area of the curve $r(y, \gamma)$ below the linear schedule.
- Not defending the peg, although, at the central bank had been better informed, it could have raised more the interest rate. In this case, the central bank suffered both from too high an interest rate and from the cost of devaluation. This correspond to the area of the curve $r(y, \gamma)$ above the linear schedule.

- Defending the peg although it is unsustainable. In this case, the central bank could have reduce the interest rate to zero without changing the outcome of the speculative attack. This correspond to an interest defense when the fundamentals are below $\hat{\theta}$.

5 The Effect of the Interest Rate Signal

I relax here the assumption that speculators are either myopic or almost perfectly informed. In this section, speculators fully take into account the information contained in the interest rate set by the central bank. At the time of deciding whether to attack the peg or not, they have their own private information and the public information they learn from observing the interest rate of the central bank. In a global game model, the unicity of equilibrium depends on the relative precision of the private and the public signal. As in the previous part, I assume that the condition which ensures unicity is verified.

The interest rate function derived from the previous section makes however the analysis of the information content of the interest rate difficult to interpret for the players and also difficult to incorporate in a formal model. Indeed, speculators may associate two signals for a given interest rate. Besides, given the positive skewness of the interest rate function, the signal deduced from the observation of the interest rate of the central bank may also have a skewed or even truncated distribution⁹. To simplify the resolution of the model, I had assumed that apart from their idiosyncratic signal x_i and the interest rate r , speculators observe a small additional signal from which they could perfectly deduce from the interest rate the signal y observed by the central bank¹⁰.

⁹Let us assume for example that the signal of speculators is uniform over the real line. This case is given only to illustrate the posterior distribution of speculators over y , although I explicitly rule it out by assuming that the precision of the private signal of speculators is much higher than of the signal of the central bank. In this special case, speculators give equal weight to each possible signal y associated with $r(y)$. Their posterior distribution of y is a truncated distribution over $[y^*, +\infty[$.

¹⁰For example, whether the governor of the central bank announces a very low level of the interest rate with sweating trembling hands or with a broad smile, speculators can tell whether his signal is high or low.

5.1 Equilibrium of a game with private and public signal

As in the previous section, the game is solved backward. After the central bank announces her interest rate $r(y)$ and speculators learn the value y of the signal of the central bank, the set up is similar to that of section 1, except that the posterior distribution of the fundamentals θ for the speculators is distributed with mean $(\gamma y + \beta x)/(\gamma + \beta)$ and precision $\gamma + \beta$. After the interest rate is announced, it can be considered as an exogenous variable for speculators. Denote θ_r^{**} as the devaluation threshold and x_r^{**} as the threshold signal. For simplicity, I focus here on the devaluation threshold and of the maximum interest rate rather than on the full interest rate schedule, although it can be partly inferred from the devaluation threshold.

In equilibrium, the peg is on the brink of collapse when the level of speculative attack is exactly equal to the level of the fundamentals. Note that at this stage the outcome of the speculative attacks does not depend on the information of the central bank about the fundamentals but on the actual realization of the fundamentals. Besides, the central bank (and any players in the model) can perfectly learn from the level of speculative pressure the true level of the fundamentals. The indifference condition of the central bank can be written as follows in the modified set-up:

$$\Phi(\sqrt{\beta}(x_r^{**} - \theta_r^{**})) = \theta_r^{**} \quad (11)$$

The expected payoff of a speculator who receives the threshold signal x^{**} and the public signal y is given by $dP(\theta < \theta_r^{**} | x, y) = r$. Using the posterior distribution of the fundamentals given both signals, the indifference condition of the speculators thus becomes:

$$\Phi\left(\frac{\gamma(\theta_r^{**} - y) + \beta(\theta_r^{**} - x_r^{**})}{\sqrt{\beta + \gamma}}\right) = \frac{r}{d} \quad (12)$$

Proposition 6 *In the game with private and public signals, there is a unique equilibrium if: $\sqrt{\beta} \geq \gamma\sqrt{2\pi}$. The equilibrium is given by the system of two equations:*

$$\begin{cases} \theta_r^{**} = \Phi\left(\frac{\gamma}{\sqrt{\beta}}(\theta_r^{**} - y) - \frac{\sqrt{\beta+\gamma}}{\sqrt{\beta}}\Phi^{-1}(r/d)\right) \\ x_r^{**} = \theta_r^{**} + \Phi^{-1}(r/d)/\sqrt{\beta} \end{cases}$$

Proof: The derivation of the devaluation threshold and the cutoff signal is identical to that of proposition 6 albeit that the distribution of the public

signal is no more the common prior uniform over the real line. See for example Morris and Shin (2001) for the proof of unicity¹¹. \square

The intuition concerning the relative precision of both signal is as follows: when the private signal is not sufficiently informative, i.e. for a low β , speculators know that their signal is relatively noisy, they know that the signal of other speculators is noisy and that other speculators also know that their signal is noisy. This noise might prevent coordination on a single equilibrium to occur because there is too much uncertainty not only on the value of the fundamentals but also on the action of other players.

To prove this result, let us derive the two threshold values of the signal for the central bank and for the speculators from equations 11 and 12. For simplicity, I also drop the index r , although both threshold depend on the interest rate r :

$$x_{CB}^{**}(\theta^{**}) = \theta^{**} + \frac{1}{\sqrt{\beta}}\Phi^{-1}(\theta^{**})$$

and:

$$x_{SP}^{**}(\theta^{**}) = \theta^{**} + \frac{\gamma}{\beta}(\theta^{**} - y) + \frac{\sqrt{\beta + \gamma}}{\sqrt{\beta}}\Phi^{-1}(r/d)$$

There is a unique equilibrium if both curve cross only once. To assure that there is only one intersection between both curve requires that the slope of one curve is always above the other. The slopes of the two indifference curves are equal to:

$$\frac{\delta x_{CB}^{**}(\theta^{**})}{\delta \theta^{**}} = 1 + \frac{1}{\sqrt{\beta}} \frac{\delta \Phi^{-1}(\theta^{**})}{\delta \theta^{**}}$$

and:

$$\frac{\delta x_{SP}^{**}(\theta^{**})}{\delta \theta^{**}} = 1 + \frac{\gamma}{\beta}$$

The function $\frac{\delta \Phi^{-1}(\cdot)}{\delta \theta}$ is equal to the inverse of $\phi(\Phi^{-1}(\cdot))$ which has a maximum at $1/\sqrt{2\pi}$. The minimum of the derivative is thus equal to $\sqrt{2\pi}$. Rewriting the inequality condition above gives a sufficient condition for uniqueness.

The condition on the relative precision of both signals may seem quite restrictive. I have provided some justifications by assuming that speculators may be more experienced about shocks that occur in foreign exchange

¹¹See also Hellwig (2001) for a discussion of the number of equilibria in a global game model.

markets around the world, or, more plausibly, that they may benefit from information arrived after the central bank set its interest rate. In a more complex model where speculators do not observe the signal y and the interest rate r , but only the interest rate r , the signal they derive from r has a higher variance than γ . Indeed, for a single interest rate r , they can associate two values of the signal of the central bank, say \underline{y}_r and \bar{y}_r . Taking into account this effect, the precision of the signal of the central bank is higher than the public signal and may even be higher than the signal of speculators. Given the difficulty to solve that more complex model with a non-standard distribution function of y , I do not incorporate this added uncertainty in the model. I do not attempt either to deal with the case with multiple equilibria in this global game setting.

5.2 Effect of the interest rate signal on the survival of the peg

Proposition 7 *In the game with private and public signals, raising the interest has an ambiguous effect on the devaluation threshold if the signal of central bank is high.*

Proof: This results stems from the derivation of the devaluation threshold given in proposition 6. The relation between the signal of the central bank and the interest rate is given by $y(r)$, the inverse function of $r(y)$. The derivative of θ_r^{**} with respect to r is:

$$\frac{\delta \theta_r^{**}}{\delta r} = - \frac{\frac{\delta y}{\delta r} + \frac{\sqrt{\gamma+\beta}}{\sqrt{\beta}} \frac{1}{\phi(\Phi^{-1}(r/d))}}{1 - \frac{\gamma}{\sqrt{\beta}} \phi(\sqrt{\beta}(x_r^{**} - \theta_r^{**}))} \phi(\sqrt{\beta}(x_r^{**} - \theta_r^{**}))$$

Given the restriction on the parameters to satisfy the condition of uniqueness, the denominator is always positive. The sign of the derivative thus depends on the sign of the numerator and in particular of that of $\delta y/\delta r$ which could be either positive or negative. \square

If $\delta y/\delta r$ is positive, then the numerator is always negative. This situation occurs when the central bank has received a relatively low signal. In this situation, a marginal increase of the private signal of the central bank leads her to feel more confident about the success of the interest rate defense and to increase the interest rate. In this case, the payoff effect and the information effect plays in the same direction, and the devaluation threshold is reduced.

If however $\delta y/\delta r$ is negative, the numerator could be either positive and negative, meaning that the signal can either reduced or increased the

devaluation threshold. If the true value of fundamentals θ is very far from and above the devaluation threshold θ_r^{**} , this should nonetheless have little effect on the actual outcome. Even though speculative pressure will be higher, it will not be sufficient to break down the peg.

On the contrary, for fundamentals in the region of the default threshold, this may lead to the collapse of the peg. Raising the interest rate signals that the fundamentals are in the intermediate weak region (and all the more so if the interest rate is already high) and this might fuel the additional speculation sufficient to tip the situation. This correspond to the case where the interest rate send the "wrong signal", encourage speculation and bring the peg to an end.

5.3 Comparison of the game with and without interest rate signal

Eventually, I compare the devaluation threshold in the game where the central bank is much less informed than speculators as in section 4 and in the game presented in this section. The devaluation thresholds are given by:

$$\begin{cases} \theta_r^* = \Phi(\Phi^{-1}(r/d)) \\ \theta_r^{**} = \Phi\left(\frac{\gamma}{\sqrt{\beta}}(\theta_r^{**} - y) - \frac{\sqrt{\beta+\gamma}}{\sqrt{\beta}}\Phi^{-1}(r/d)\right) \end{cases}$$

To prevent the collapse of the peg does not necessarily required some "good news" or "optimistic news" from the central bank, i.e. a signal y above the devaluation threshold, but may require a very high interest rate. Indeed, $\theta_r^{**} < \theta_r^*$ requires:

$$\theta_r^{**} = \Phi\left(\frac{\gamma}{\sqrt{\beta}}(\theta_r^{**} - y) - \frac{\sqrt{\beta+\gamma}}{\sqrt{\beta}}\Phi^{-1}(r/d)\right) < \theta_r^* \Phi(\Phi^{-1}(r/d))$$

After simplifying the expression, one get:

$$\gamma(\theta - y) < \left(\sqrt{\beta+\gamma} - \sqrt{\beta}\right) \Phi^{-1}(r/d)$$

For low values of the interest rate and in particular for $r < d/2$, the condition $\theta < y$ is necessary to ensure that the threshold in the game with private signal is lower than the threshold in the game with relatively un-informed central bank. For high values of the interest rate ($r > d/2$), the devaluation threshold θ_r^{**} can still be below the devaluation threshold θ_r^*

even if the central bank received a "bad signal". In this case, even though the central bank send a negative signal to the market (lowering the mean of the posterior distribution of speculators), she also raises the interest rate according to her signal to such high level that the speculative pressure is reduced.

This result as well as the result of the preceding subsection tend to mitigate the pessimistic view about the signaling effect of interest rate defense. Indeed, for relatively low signal of the central bank, raising the interest rate has a positive influence (meaning that it tends to reduce the devaluation threshold) both through its effect on the payoff of speculators and on their information. Here, provided the interest rate is high enough, the devaluation threshold may be lower in the game with interest rate signal. Of course the positive signaling effect of the interest rate on the devaluation threshold depends on the condition $r > d/2$, which maybe quite restrictive (especially if the precision of the information of the central bank is low or the cost associated with interest defense is high). Nonetheless, these last two results point to the possible effectiveness of interest rate defense even when taking into account the signaling effect of interest rate.

6 Concluding Remarks

This paper develop the role of the interest rate in a setting when the fundamentals are not perfectly known by either the central bank or speculators. Both players have to balance the costs and benefits of defending or attacking the peg. The interest rate set by the central bank has also a signaling effect. I show that the central bank cannot raise the interest rate above a certain ceiling. Besides, she defends more aggressively the peg when the fundamentals are high, and quickly ("steeply") scales down the size of her defense when she thinks that the peg cannot be successfully defended. Uncertainty of the fundamentals however involve some costs for the central bank, as she may have an interest rate policy too aggressive or not enough aggressive depending on its information .

Interest rate defense is not just a signal to scare off speculators but the result of a maximization by the central bank. For this reason, the signal sent by the central bank when she raises the interest rate is not necessarily negative as she defends the peg only when she thinks it is defensible. The observation of the signal conveyed through the interest rate does not necessarily lead to a worst outcome for the central bank.

Turning to future research, a possible shortcoming is that the model is in essence a static model although in the course of this paper I implicitly mention some elements which would be better captured in a dynamic model (for example the short-term / long-term elements in the payoff function of the central bank, or the relative precision of information between the players). Recent papers¹² have incorporated more fully dynamic elements in currency crises.

References

- [1] Angeletos, George-Marios, Christian Hellwig and Alessandro Pavan (2002), "Coordination and Policy Traps in Currency Crises", mimeo.
- [2] Bensaid, Bernard and Olivier Jeanne (1997), "The Instability of Fixed Exchange Rate Systems When Raising the Interest Rate is Costly", *European Economic Review* 41, 1461-1478.
- [3] Carlsson, Hans, and Eric van Damme (1993), "Global Games and Equilibrium Selection," *Econometrica* 61, 5, 989-1018.
- [4] Chamley, Christophe (2003a), "Dynamic Speculative Attacks", *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 3.
- [5] Chamley, Christophe (2003b), *Rational Herds: Economic Models of Social Learning*, Cambridge University Press.
- [6] Corsetti, Giancarlo, Amil Dasgupta, Stephen Morris and Hyun Song Shin, "Does one Soros make a difference? A theory of Currency crises with large and small traders", *Review of Economic Studies*
- [7] Drazen, Alan (2000), "Interest Rate and Borrowing Defense Against Speculative Attack," paper prepared for the Carnegie-Rochester series on public policy.

¹²See for example Chamley (2000), Guimaraes (2003) and an extension of Angeletos, Hellwig and Pavan (2004) for dynamic speculative attacks.

- [8] Drazen, Alan (2001), "Interest Rate Defense Against Speculative Attack as a Signal: A Primer", mimeo, University of Maryland.
- [9] Drazen, Alan and Stefan Hubrich (2003), "Mixed Signals in Defending The Exchange Rate: What do the Data Say?", mimeo, University of Maryland.
- [10] Eichengreen, Barry, Andrew Rose and Charles Wyplosz (1997), "Contagious Currency Crises", mimeo.
- [11] Flood, Robert and Peter Garber (1984), "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some linear Examples", *Journal of International Economics* 17, 1-13.
- [12] Flood, Robert and Olivier Jeanne (2000), "An interest rate defense of a fixed exchange rate?", IMF working paper, No. 00/159.
- [13] Furman, Jason and Joseph Stiglitz (1998), "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1-135.
- [14] Goldfajn, Ilan and Poonam Gupta (1999), "Does Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate Following a Currency Crisis?", IMF Working Paper, No. 99/42.
- [15] Goldfajn, Ilan and Taimur Baig (1998), "Monetary policy in the Aftermath of Currency Crises: the Case of Asia", IMF Working Paper, No. 98/170.
- [16] Hellwig, Martin (2002), "Public information, private information and the multiplicity of equilibria in coordination games", *Journal of Economic Theory*, 107, 191-222.
- [17] Jeanne, Olivier (1997), "Are currency crisis self-fulfilling? A Test", *Journal of International Economics*, 43, 263-286.
- [18] Kraay, Aart (2002), "Do High Interest Rates Defend Currencies During Speculative Attack?", *Journal of International Economics*.

- [19] Krugman, Paul (1979), "A Model of Balance-of-Payments Crises," *Journal of Money, Credit, and Banking* 11, 311-325.
- [20] Lahiri, Amartya and Carlos Végh (2000), "Delaying the Inevitable: Optimal Interest Rate Policy and BOP Crises", NBER working paper, No 7734.
- [21] Metz, Christina (2002), "Private and Public Information in Self-Fulfilling Currency Crises", *Journal of Economics*, 76 (1), 65-85.
- [22] Morris, Stephen and Hyun Song Shin (1998), "Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks", *American Economic Review*, 88, 3, 587-597.
- [23] Morris, Stephen and Hyun Song Shin (2001), "Rethinking Multiple Equilibria in Macroeconomics," *NBER Macroeconomics Annual 2000*, 139-161. M.I.T. Press.
- [24] Morris, Stephen and Hyun Song Shin (2001), "Coordination Risk and the Price of Debt", *European Economic Review*.
- [25] Morris, Stephen and Hyun Song Shin (2001), "Global Games - Theory and Applications," 8th World Congress of the Econometric Society.
- [26] Morris, Stephen and Hyun Song Shin (2002), "Social Value of Public Information," *American Economic Review*, forthcoming.
- [27] Obstfeld, Maurice (1996), "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features," *European Economic Review*, 40, 3-5, 1037-47.
- [28] Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- [29] Tarashev, Nikola (2003), "Currency Crises and the Informational Role of Interest Rates", Bank of International Settlements Working Papers, No 135.

Appendix 1: Derivation of the Loss Function of the Central Bank

In this annex, I present a simple model in the spirit of Obstfeld (1996) used to derive the utility function of the central bank presented in equation (1).

Assume that the loss function of the central bank is:

$$L^{CB} = -(y - \bar{y}) + \chi(e)$$

where e is the exchange rate (the price of domestic currency in terms of foreign currency) and \bar{y} the desired level of output of the economy. $\chi(e)$ is a step function which represents the cost associated with the depreciation of the exchange rate, either in terms of political cost for reneging the peg or in terms of inflationary pressure after a devaluation. Note that unlike traditional loss function of the central bank, I assume that the central bank does not minimize the deviation of output or the deviation of exchange rate but that the central bank derives a positive benefit from a higher level of output. This hypothesis is not crucial and is made for the stake of simplicity in order to have a loss function with no quadratic terms.

Besides, current output is a function of the interest rate and the exchange rate, where: $y = y(r, e) = \bar{y} - c(r) + ca(e)$. $c(r)$ is increasing in r , as raising the interest rate reduced domestic investment and output and $ca(e)$ is increasing with the interest rate, as a depreciation raises exports. The interest rate can be interpreted as a risk premium over the risk free international interest rate ρ . The exchange rate e can take only two values within $\{1, 1 + d\}$.

I assume that output is equal to its desired level when the exchange rate is equal to 1 and when the interest rate is equal to zero: $y(0, 1) = \bar{y}$.

The central bank is forced to depreciate the exchange rates when the size of speculative pressure s and the volume of noise trading in the foreign exchange market u is above the level of international reserves R . Noise trading u may represent the effect of a terms of trade shock or some other balance of payments disturbance, independent ex ante with speculative pressure.

The level R does not necessarily measure the full amount of reserves of the central bank, but only the amount she is willing to commit to defend the peg. The central bank may like to keep a positive level of reserves to cushion off further external shocks even after it moves to a floating exchange rate regime.

Specifically,

$$e = \begin{cases} 1 & \text{if } s + u < R, \\ 1 + d & \text{if } s + u \geq R. \end{cases}$$

Let us define $\theta \equiv R - u$. Although some elements of the value of the "fundamentals" or the "shock" θ may be known by some players of the foreign exchange markets, the value of θ is not perfectly known. For example, the level of international reserves may be perfectly known by the central bank but speculators may only have a limited guess about its true value. Alternatively, foreign banks playing in various emerging markets and monitoring the evolution of some commodities worldwide, may have superior information on the amount of noise trading u than the central bank.

Using the above equations, the loss function can be rewritten as:

$$L^{CB} = c(r) - ca(e) + \chi(e)$$

I assume that the political cost for the central bank of a devaluation outweighs the benefit derived from a lower exchange rate. By normalizing the equation as $ca(1) - \chi(1) = -1$ and $ca(1 + d) - \chi(1 + d) = 0$, I derived the following expression of the utility of the central bank:

$$U^{CB} = -L^{CB} = \begin{cases} 1 - c(r) & \text{if } \theta > s, \\ -c(r) & \text{if } \theta \leq s. \end{cases} \quad (13)$$

Appendix 2: Proof of Proposition 3

This appendix contain the proof of the central part of proposition 3 about the function of the interest rate policy of the central bank with respect to her private signal y . As stated in point b) of proposition 3, this function is a continuous function $r(y)$ with a single mode for y^* and with positive skewness. In this demonstration, I abstract from the restriction on the interest rate regarding the interest rate ceiling \hat{r} and assume that this condition is satisfied. The restriction on the interest rate ceiling is discussed in proposition 3.

To demonstrate the main result, I focus on the decision of the central bank to raise the interest rate by one notch Δ from ρ . I defined $\Psi(y, \rho)$ as the marginal benefit from raising the interest rate by one notch:

$$\Psi(y, \rho) \equiv E(U_{\rho+\Delta}^{CB}|y) - E(U_{\rho}^{CB}|y)$$

If the interest rate is equal to ρ , the devaluation threshold is θ_{ρ}^* while it takes the lower value $\theta_{\rho+\Delta}^*$ if the central bank raises the interest rate by Δ . Define y_{ρ}^* as the mean of this two thresholds:

$$y_{\rho}^* \equiv (\theta_{\rho}^* + \theta_{\rho+\Delta}^*)/2.$$

The mean y_{ρ}^* can be indexed by both Δ and ρ . For the sake of simplicity, I drop the second parameter, unless necessary as in Lemma 4.

Using the definition of $E(U_r^{CB}|y)$:

$$\begin{aligned} \Psi(y, \rho) &= -c(\rho + \Delta) + 1 - P(\theta|y, \theta > \theta_{\rho+\Delta}^*) - (-c(\rho) + 1 - P(\theta|y, \theta > \theta_{\rho}^*)) \\ &= \Phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho+\Delta}^*)) - \Phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho}^*)) + c(\rho) - c(\rho + \Delta) \end{aligned}$$

Lemma 1. The function $\Psi(y, \rho)$ is continuous, symmetric with respect to y_{ρ}^* and decreasing with y over $[y_{\rho}^*, +\infty[$. By symmetry, it is increasing with y over $] -\infty, y_{\rho}^*]$.

The derivative of $\Psi(y, \rho)$ with respect to y is:

$$\frac{\delta \Psi(y, \rho)}{\delta y} = -\sqrt{\gamma} (\phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho}^*)) - \phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho+\Delta}^*)))$$

Setting the derivative to zero and using the definition of the function $\phi(\cdot)$ implies that:

$$\phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho}^*)) = \phi(\sqrt{\gamma}(y - \theta_{\rho+\Delta}^*))$$

$$(\theta_{\rho+\Delta}^* - y)^2 = (\theta_{\rho}^* - y)^2$$

$$(\theta_{\rho}^* - \theta_{\rho+\Delta}^*)(\theta_{\rho+\Delta}^* + \theta_{\rho}^* - 2y) = 0$$

From the definition of θ_r^* ,

$$\theta_{\rho+\Delta}^* + \theta_{\rho}^* = \Delta/d > 0$$

Hence, the condition is equivalent to:

$$y = (\theta_{\rho+\Delta}^* + \theta_{\rho}^*)/2 = y_{\rho}^*$$

The function $\frac{\delta\Psi(y,\rho)}{\delta y}$ thus crosses the origin a single time at y_ρ^* . It is positive below y_ρ^* and negative above. To prove this last point, note that at 0 which is below y_ρ^* we have $\frac{\delta\Psi(0,\rho)}{\delta y} \geq 0$.

To prove the symmetry of $\Psi(y, \rho)$ with respect to y_ρ^* , note that:

$$y_\rho^* - \theta_{\rho+\Delta}^* = \frac{\Delta}{2d} = \theta_\rho^* - y_\rho^*$$

Hence, for any ξ :

$$\begin{aligned}\Psi(y_\rho^* + \xi, \rho) &= \Phi(\sqrt{\gamma}(y_\rho^* + \xi - \theta_\rho^*)) - \Phi(\sqrt{\gamma}(y_\rho^* + \xi - \theta_{\rho+\Delta}^*)) + c(\rho) - c(\rho + \Delta) \\ &= \Phi\left(\sqrt{\gamma}\left(\frac{\Delta}{2d} + \xi\right)\right) - \Phi\left(\sqrt{\gamma}\left(-\frac{\Delta}{2d} + \xi\right)\right) + c(\rho) - c(\rho + \Delta) \\ &= \Psi(y_\rho^* - \xi, \rho)\end{aligned}$$

Lemma 2. The central bank defends the peg up to the level r only if the interest rate is below r^* which solves the following equation:

$$c'(r^*) = \frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}}$$

From Lemma 1, $\Psi(y, \rho)$ has a maximum at y_ρ^* . Besides:

$$\begin{aligned}\Psi(y_\rho^*, \rho) &= \Phi\left(\sqrt{\gamma}\frac{\Delta}{2d}\right) - \Phi\left(-\sqrt{\gamma}\frac{\Delta}{2d}\right) + c(\rho) - c(\rho + \Delta) \\ &= \Psi(y_\rho^*, \rho) = 2\Phi\left(\sqrt{\gamma}\frac{\Delta}{2d}\right) - 1 + c(\rho) - c(\rho + \Delta)\end{aligned}$$

Hence $\Psi(y_\rho^*, \rho) \geq 0$ implies:

$$2\Phi\left(\sqrt{\gamma}\frac{\Delta}{2d}\right) - 1 \geq c(\rho + \Delta) - c(\rho)$$

Taking the limit as Δ tends toward zero:

$$\frac{\sqrt{\gamma}}{d\sqrt{2\pi}} > c'(r)$$

The proof of Lemma 2 could also be derived directly from the derivation of $E(U_r^{CB}|y)$ with respect to r .

Lemma 3. If $\Psi(y_\rho^*, \rho)$ is positive, there is two values \bar{y}_ρ and \underline{y}_ρ such that $\bar{y}_\rho > \underline{y}_\rho$ and $\Psi(\bar{y}_\rho, \rho) = \Psi(\underline{y}_\rho, \rho) = 0$. Provided the central bank defend the

pegs, the thresholds \bar{y}_ρ (resp. \underline{y}_ρ) are decreasing (resp. increasing) with ρ until ρ reaches a certain level r^* and they converge towards y^* .

The existence of \bar{y}_ρ and \underline{y}_ρ stems directly from Lemma 2 under the condition that the central bank defends the peg. As $\Psi(y_\rho^*, \rho)$ is positive, the function $\Psi(y, \rho)$ crosses only twice the zero threshold at \bar{y}_Δ and \underline{y}_Δ .

Now derive $\Psi(\bar{y}_\Delta, \rho)$ with respect to Δ for a given ρ :

$$\begin{aligned} \frac{\delta \bar{y}_\Delta}{\delta \Delta} \frac{\delta \Psi(\bar{y}_\Delta, \rho)}{\delta y} - c'(\rho + \Delta) + \frac{\sqrt{\gamma}}{d} \phi(\sqrt{\gamma}(\theta_{\rho+\Delta}^* - \bar{y}_\Delta)) &= 0 \\ \frac{\delta \bar{y}_\Delta}{\delta \Delta} &= \frac{\frac{\sqrt{\gamma}}{d} \phi(\sqrt{\gamma}(\theta_{\rho+\Delta}^* - \bar{y}_\Delta)) - c'(\rho + \Delta)}{\frac{\delta \Psi(\bar{y}_\Delta, \rho)}{\delta y}} \end{aligned}$$

From Lemma 1, the denominator is negative given that \bar{y}_ρ is above y_ρ^* . From Lemma 2 the numerator is positive if ρ is not above the condition for a positive defense. Hence, $\frac{\delta \bar{y}_\Delta}{\delta \Delta}$ is negative. In the same way, we can prove that $\frac{\delta \underline{y}_\Delta}{\delta \Delta}$ is positive.

As r increases up to the maximal value r^* , both thresholds converges toward a single value, $y_{r^*}^* = 1 - r^*/d$. Assume that for some ρ , we have $\bar{y}_\rho = \underline{y}_\rho$. The point \underline{y}_ρ is the single point at which $\Psi(\bar{y}_\rho) \geq 0$ hence $\bar{y}_\rho = \underline{y}_\rho = y_\rho^*$. Besides at this point: $\Psi(y_\rho^*, \rho) = 0$. Taking the limit as Δ tends toward 0, we find that $\rho = r^*$.

Lemma 4. The function which links the interest rate to the signal of the central bank y has a signal mode at y^* and presents positive skewness.

The positive skewness of the function $\Psi(y, \rho)$ can be derived graphically, by comparing the threshold for raising the interest rate from ρ to $\rho + \Delta$ and from ρ to $\rho + 2\Delta$.

The central decides to raise the interest rate from ρ to $\rho + \Delta$ when her signal y is within the zone $[\underline{y}_\Delta, \bar{y}_\Delta]$. Those two threshold signals as well as the relevant default threshold θ_ρ^* and $\theta_{\rho+\Delta}^*$ are symmetric with respect to y_ρ .

The central bank would choose to raise the interest rate from ρ to $\rho + 2\Delta$ if her signal was within $[\underline{y}_{2\Delta}, \bar{y}_{2\Delta}]$. Note that two two threshold are symmetric with respect to $y_{\rho, 2\Delta}$ which is an average of θ_ρ^* and $\theta_{\rho+2\Delta}^*$.

Hence, when the signals are relatively low, raising the interest rate require a relatively smaller change of the signal. On the contrary, when the

signal is relatively high, and in particular above y_{r^*} , the central bank is more confident of the sustainability of the peg and is less willing to raise the interest rate.

Appendix 3: Figures

Figure 1 represents the determination of the devaluation threshold as given in proposition 1. When the fundamentals are equal to the devaluation threshold θ_r^* , the peg is on the verge on collapsing and speculators who receive the threshold signal x^* are indifferent between attacking the peg and refraining from attacking it.

In figure 2, the straight line represents the interest rate policy of the central bank given the level of the fundamentals θ when the central bank is perfectly informed and speculators are imperfectly informed as given. The interest rate is such that $r(\theta) = d(1 - \theta)$ for $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ (cf. proposition 2).

The two curves represent the interest rate policy of the central bank under uncertainty given y for two different hypothesis concerning γ (with $\gamma_1 > \gamma_2$). For simplicity, given $E(\theta|y) = y$, and for the stake of comparison, I represent these curves in the same graph as the interest rate policy when the central bank is perfectly informed. The characterization of the interest rate is given in proposition 3. The convergence of the interest policy toward the straight line as the precision of the public signal γ increases is given in proposition 5.